ISSN 1405-0471

Madera y Bosques



VERANO 2013 19(2)
Xalapa, Ver.

MADERA y BOSQUES

Vol. 19 Núm. 2 Verano de 2013

Madera y Bosques, es una publicación del Instituto de Ecología, A.C., que edita la Red de Ambiente y Sustentabilidad. Los trabajos que publica tratan los temas de tecnología de productos forestales y del campo forestal en general, con énfasis en ecología forestal y manejo forestal. Se aceptan trabajos en español, inglés y ocasionalmente en otros idiomas. Su objetivo principal es constituirse en un medio de difusión de la investigación científica. Asimismo, publica contribuciones técnicas y estados del arte que incidan en el medio nacional e internacional. Es una publicación cuatrimestral que aparece en primavera, en verano y en otoño.

Madera y Bosques, Vol. 19 Núm. 2 de 2013. Número de Certificado de Reserva otorgado por el Instituto Nacional del Derecho de Autor: 04-2012-102312120900-102. Número de Certificado de Licitud de Título: 12906. Número de Certificado de Licitud de Contenido: 10479. Domicilio de publicación: Carretera Antigua a Coatepec núm. 351. El Haya. 91070. Xalapa, Ver., México. Imprenta: Tavera Hermanos, S.A. de C.V. Av. Lázaro Cárdenas 3052. Col. Chapultepec Sur. 58260, Morelia, Michoacán.
La suscripción anual para 2012 es de $450.00+$225.00 para gastos de envío al interior de la República y $50.00 USD al extranjero (no incluye gastos de envío). Precio por ejemplares sueltos $200.00 y $20.00 USD, respectivamente. Incluye costos de envío por correo aéreo. Suscripciones en México en International Magazine Subscriptions, Tenochtitlan núm. 26 L10 M7, Ampl. Tlacuitlapa, 01650 México, D.F. México, Tel/Fax (55) 5643-2939, ce:mmaximomx@yahoo.com.mx. Donaciones e intercambios, en el Instituto de Ecología, A.C., al c.e:libros@inecol.edu.mx. La reproducción total o parcial de los artículos podrá hacerse con el permiso expreso de los editores. Esta revista forma parte de los índices y portales de difusión ISI Web of Science (Science Citation Index Expanded), Journal of Citation Records (JCR), Revistas Mexicanas de Investigación en Ciencia y Tecnología (IRMICyT) del CONACYT, Redalyc, Dialnet, Periódica, Índice Iberoamericano de Información en Ciencia y Tecnología, SCOPUS, Actualidad Iberoamericana, CAB Forest Products Abstracts, Latindex y Seriunam.

MADERA Y BOSQUES

Vol. 19 Núm. 2 Verano de 2013

CONTENIDO

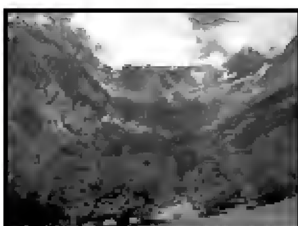


Nuestra portada: Panorámica de las masas mixtas de coníferas y frondosas latifoliadas del Valle de Pineta (Pirineos de Huesca, España)
Autor: Beatriz González Rodrigo. Universidad Politécnica de Madrid.

MADERA Y BOSQUES

Vol. 19 Num. 2 Summer 2013

TABLE OF CONTENTS



Our cover: Panoramic of the mixed masses of coniferous and broadleaved trees on the Valley of Pineta (Pyrenees from Huesca, Spain).
Author: Beatriz González Rodrigo. Universidad Politécnica de Madrid.

EDITORIAL

México se encuentra inmerso en un serio y conflictivo debate acerca de las reformas estructurales propuestas por el Poder Ejecutivo de la República. Las posiciones de los diversos actores políticos, sociales y representantes del poder económico no siempre son coincidentes y con frecuencia conducen a manifestaciones de descontento de alguna de las partes, a veces tranquilas o mesuradas, y otras con francos episodios de confrontación verbal y hasta física, aunque generalmente las expresiones de discrepancia se han mantenido dentro de márgenes razonablemente pacíficos. Por la naturaleza compleja de los temas a discusión, es difícil prever si al final del proceso habrá un consenso nacional en torno a estos temas (reformas laboral, financiera, hacendaria, educativa y energética), o si las posturas se mantendrán distantes y propensas a generar conflictos en el futuro. La esperanza de la población es que, por el bien de la nación y de sus perspectivas de desarrollo, los actores involucrados en estas discusiones y manifestaciones logren acuerdos que cuenten con el apoyo de la mayoría de los habitantes del país. Un tema en el que no parece haber discrepancias es el referente al financiamiento de la ciencia, la tecnología y la innovación (CTI). México es un país que tradicionalmente ha dedicado una parte muy pequeña de su Producto Interno Bruto (PIB) a estos menesteres y eso es visto por casi todos los analistas como una de las causas del subdesarrollo del país. El titular del Poder Ejecutivo Federal ha expresado, tanto en su época de candidato presidencial como ahora que es el Presidente Constitucional, su convicción e intención de dedicar una parte mayor del PIB al apoyo de las actividades de CTI. Si mantiene vigente el planteamiento anunciado durante su periodo de gobierno, el monto dedicado anualmente a CTI más que se duplicaría al pasar de 0.4% del PIB, que es lo que se gasta actualmente, a 1.0% del PIB al final de su gestión. El país seguramente recibiría beneficios tangibles de estas inversiones y aceleraría su tasa de desarrollo en la medida que los nuevos descubrimientos y desarrollos científicos encontraran formas de aplicación práctica en el quehacer cotidiano de las personas y empresas. Los que nos dedicamos de una o de otra manera a labores de CTI (y de difusión de los resultados de la misma como es el caso de esta revista), tenemos el gran reto de estar a la altura del serio compromiso que será la utilización de estos recursos ampliados y su conversión en resultados útiles para la sociedad que los aportará.

En ese espíritu de aportar al desarrollo nacional y regional por la vía de la difusión de la información científica y tecnológica relevante para el tema forestal, incluimos en este número seis trabajos de investigadores, tanto nacionales como extranjeros. El primer artículo es de autores del sur del Continente Americano y trata del tema de la variación radial y axial de longitud de fibras y elementos de vaso en Nothofagus nervosa *(Nothofagaceae) de la Patagonia argentina; el objetivo fue caracterizar las fibras y los elementos de vaso en madera de la especie mencionada, para determinar la variación de sus longitudes dentro del árbol, en sentido radial y axial y evaluando la variabilidad entre árboles; se trabajó con árboles del sitio Quilanlahue, Neuquén, Argentina; se describieron las características de fibras y elementos de vaso; la mayor fuente de variación de las características anatómicas se presentó dentro del árbol, relacionada a las diferentes edades formativas del leño. El siguiente estudio analizó los componentes químicos de la madera de cinco especies de pino del municipio de Morelia, Michoacán; las especies estudiadas fueron* Pinus leiophylla, P. michoacana *var.* cornuta, P. montezumae, P. oocarpa *y* P. teocote*; en ese estudio se determinó en la madera de cada especie el pH, las*

cenizas, el análisis de las cenizas, las sustancias extraíbles, la holocelulosa, la lignina y los taninos. Un tercer artículo hace un análisis espacio-temporal de la ocurrencia de incendios forestales en Durango, México, utilizando una base de datos de la Conafor para el periodo 2000-2011; se utilizó el índice de Moran para determinar un patrón de distribución espacial y se hizo un análisis de estacionalidad y autocorrelación temporal utilizando los datos colectados; para determinar los factores más importantes que inciden en el tamaño de los incendios, se aplicó la regresión geográficamente ponderada; los resultados indican que el tamaño de los incendios se manifiesta de acuerdo a la densidad de población y vías de acceso; bajas precipitaciones y altas temperaturas son factores climáticos que también afectan en gran medida la ocurrencia de los incendios.

El cuarto artículo describe la composición y diversidad de la vegetación en cuatro sitios del Noreste de México, en el estado de Nuevo León; en cada sitio se estimaron los valores relativos de abundancia, dominancia, frecuencia y valor de importancia (VI) de los árboles y arbustos presentes; además se determinaron parámetros dasométricos como altura y diámetro de copa; las especies de plantas más frecuentes fueron Quercus canbyi, Pinus pseudostrobus, Rhus pachyrrachys, Havardia pallens, Forestiera angustifolia, Acacia rigidula, Cordia boissieri *y* Karwinskia humboldtiana. *El siguiente trabajo presenta una estimación de biomasa y carbono almacenado en árboles de oyamel afectados por el fuego en el Parque Nacional "El Chico", Hidalgo, México; se efectuó el estudio con árboles muertos en pie, árboles adultos vivos y el renuevo establecido en forma natural de* Abies religiosa *"oyamel" después de 12 años de ocurrido un incendio forestal de tipo superficial; las ecuaciones generadas para estimar la biomasa y carbono en árboles de esta especie en el área afectada por un incendio forestal tuvieron un buen ajuste, por lo que son adecuadas y confiables para usarse en áreas siniestradas con condiciones similares, para la misma especie y región, como Áreas Naturales Protegidas donde no es posible utilizar métodos destructivos.*

Finalmente se incluye un trabajo sobre la variación a través del tronco del árbol en las propiedades fisicomecánicas de la madera de Abies alba *Mill. de los Pirineos españoles; se estudió la variación de las propiedades fisicomecánicas de la madera a lo largo de los ejes axial y radial del árbol, utilizando pequeñas probetas libres de defectos. Las propiedades estudiadas fueron la contracción volumétrica (VS), densidad (ρ), dureza (H), módulo de ruptura a flexión (MOR), módulo de elasticidad longitudinal (MOE), máxima resistencia a la compresión paralela a la fibra (MCS) y al impacto (K). Se analizaron los modelos de variación de dichas propiedades en los ejes axial y radial; a lo largo del eje axial las propiedades estudiadas siguen una tendencia decreciente de la base al ápice, no en todos los casos significativa, lo que permite concluir que no existen diferencias en la calidad; a lo largo del eje radial la tendencia es creciente en los primeros anillos de crecimiento y posteriormente decreciente, primero con pendiente más suave y de forma más acusada al final; este comportamiento está relacionado con la variación que experimenta la estructura de la madera desde la médula hasta la corteza, madera juvenil, madera de albura o de duramen, con el grado de madurez de la misma y con el ángulo microfibrilar. Estamos seguros que estos resultados serán de gran utilidad para los estudiosos del tema forestal y de los productos forestales en México y en otras latitudes de América Latina y del continente europeo donde crecen las especies analizadas en estos trabajos. De esta forma aportamos un grano de arena a la gran labor de difundir el conocimiento científico entre nuestras sociedades.*

Raymundo Dávalos Sotelo
Editor

Mexico is undergoing a serious and contentious debate on structural reforms proposed by the executive branch of the Republic. The positions of the various political , social and economic power representatives do not always coincide and often lead to civil unrest from one of the parties , sometimes calm and measured and others, with frank episodes of verbal and even physical confrontation, although generally the expressions of disagreement have remained within reasonably peaceful margins. Due to the complex nature of the issues under discussion, it is difficult to predict whether at the end of the process there will be a national consensus around these issues (labor reforms, financial, fiscal, education and energy) or if the positions will remain distant and likely to generate conflicts in the future. The hope of the people is that, for the sake of the nation and its development prospects, the actors involved in these discussions, debates and demonstrations will eventually reach agreements that have the support of the vast majority of the inhabitants of the country. One issue in which there appears to be no discrepancies is the referent to the funding of science, technology and innovation (STI). Mexico is a country that has traditionally devoted a very small portion of its gross domestic product (GDP) to these activities and that is seen by most analysts as one of the causes of underdevelopment of the country. The Head of the Federal Executive has stated, both in his time as presidential candidate and now who is the Constitutional President, his conviction and intention to devote more of GDP to support STI activities. If this approach remains in place during his term in office, the amount spent annually in these activities will more than double going from 0.4% of GDP, which is what is currently spent, to 1.0% of GDP at the end of his term, as announced by the President himself. The country would surely receive tangible benefits from these investments and would accelerate the rate of development to the extent that new discoveries and developments in science find ways to become practical application in the daily lives of individuals and businesses. Those of us who are dedicated in one or another way to work on STI (and dissemination of the results of the same as in the case of this journal), have the challenge of living up to the serious commitment that will be utilizing these expanded resources and converting them into socially useful results.

In the spirit of contributing to national and regional development by means of dissemination of relevant scientific and technological information on the forestry subject, in this issue include six works of researchers, both domestic and foreign. The first article is from authors from the South of the American continent and is the subject of the radial and axial length variation of fiber and vessel element length in Nothofagus nervosa *(Nothofagaceae) of Patagonia Argentina.The goal of this paper was to characterize fibers and vessel elements in the wood, determining the variation of their lengths in the tree in radial and axial orientations and evaluating their variability between trees. Four trees were used from Quilanlahue site, Neuquén, Argentina, from which sections were removed at three different heights.The north radius of each section was used and microscopic preparations and macerations were produced every ten years from pith to bark. The characteristics of fibers and vessel elements were described. The greatest source of variation was observed in the tree related to the different ages at which wood was formed. The next paper analyzes the chemical components of the wood of five pine species of Morelia, Michoacán. The pine species studied were:* Pinus leiophylla P. michoacana *var.* cornuta, P. montezumae, P. oocarpa *and* P. teocote*. The pH value, ash, ash analysis, extractives, holocellulose, lignin and tannins content was determined for each pine*

species. The third paper deals with the spatial-temporal analysis of fire occurrence in Durango, Mexico, using a Conafor database collected from 2000 to 2011. The spatial analysis was performed using a Moran index while the temporal analysis was done through the analysis of stationary and autocorrelation coefficients. A Geographically Weighted Regression was used to determine the most important factors that affect fire size. Results indicate that fire size is strongly influenced by road density and access, which confirms the importance of the anthropogenic factors. Low precipitation and high temperatures are also climatic drivers of fire size.

A fourth paper describes the composition and diversity of the vegetation in four sites of Mexico's northeast, in the state of Nuevo Leon, Mexico. In each site random plots were laid out, and relative abundance, relative dominance and relative frequency were estimated. In addition, dasometric parameters such as height and crown diameter were determined. Leguminosae had the highest number of species (10) followed by Fagaceae (4), Rutaceae (4), Euphorbiaceae (3), Oleaceae (3), Cupressaceae (3), Rhamnaceae (2) and Verbenaceae (2). The plant species more frequent were Quercus canabyi, Pinus pseudostrobus, Rhus pachyrranchys, Havardia pallens, Forestiera angustifolia, Acacia rigidula, Cordia boissieri *and* Karwinskia humboldtiana.

The fifth article is about biomass estimation and carbon stock in fir trees affected by fire in "El Chico" National Park, Hidalgo, México. The study was carried out with dead trees standing, live adult trees and seedlings established in natural form of Abies religiosa "oyamel" after 12 years of a forest fire of superficial type. The generated equations to estimate the biomass and carbon in trees of Abies religiosa *in an area affected by a forest fire, showed a good adjustment; these equations are considered to be suitable and reliable to be used in damaged areas with similar conditions, for the same species and for regions such as Natural Protected Areas where it is not possible to use destructive methods. Finally, the last paper studies the variation throughout the tree stem in the physical-mechanical properties of the wood of* Abies alba *Mill. from the Spanish Pyrenees. This study analyses the variation of main physical-mechanical wood properties along the longitudinal and radial directions of the tree for* Abies alba *Mill. growing in the Spanish Pyrenees. Small clear specimens were used to study the properties of volumetric shrinkage (VS), density (ρ), hardness (H), bending strength (MOR), modulus of elasticity (MOE), and maximum compressive strength parallel to the grain (MCS) and impact strength (K). Several models of properties variation in the longitudinal and radial directions were analyzed. Main trends of variation of properties throughout the tree stem were identified. Along the longitudinal direction, the properties studied followed a downward trend from the base to the crown, which was not significant in all cases, indicating that no differences in quality existed. Throughout the radial direction the trend is upward for the first growth rings, after which it slopes downwards, more gently at first and then more steeply. This behaviour is related to variation in wood structure from the pith to the bark, depending on whether the wood is juvenile, sapwood or heartwood, and to wood maturity and microfibril angle. We are confident that these results will be useful for scholars on the subjects of forestry and forest products in Mexico and elsewhere in Latin America and Europe where they grow the species analyzed in this work. In this way we contribute a grain of sand to the great work of spreading scientific knowledge among our societies.*

Raymundo Dávalos Sotelo
Editor

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Variación radial y axial de longitud de fibras y elementos de vaso en *Nothofagus nervosa* (Nothofagaceae) de la Patagonia Argentina

Radial and axial variation of fiber and vessel element length in *Nothofagus nervosa* (Nothofagaceae) of Patagonia Argentina

Andrea A. Medina[1*], Natalia M. Dionisio[1], Lorena N. Laffitte[1], Ismael R. Andía[1] y Stella M. Rivera[2]

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo fue caracterizar las fibras y los elementos de vaso en madera de *Nothofagus nervosa* (Phil.) Dim. *et* Mil., Nothofagaceae, (raulí), determinando la variación de sus longitudes dentro del árbol, en sentido radial y axial, y evaluando la variabilidad entre árboles. Se trabajó con cuatro árboles de DAP superior a 40 cm, del sitio Quilanlahue, Neuquén, Argentina, de los cuales se extrajeron rodajas a tres alturas distintas. Se utilizó el radio de orientación norte de cada una de ellas, realizándose preparados microscópicos y macerados cada diez años desde la médula a la corteza. Se describieron las características de fibras y elementos de vaso. La longitud de ambos tipos celulares aumentó de manera significativa en sentido radial de médula a corteza. En sentido axial la longitud de fibras aumenta, mientras que la longitud de elementos de vaso no evidencia cambios significativos. La mayor fuente de variación se presentó dentro del árbol, relacionada con las diferentes edades formativas del leño. Se observó una disminución del coeficiente de variación para la longitud de fibras y elementos de vaso a partir de los veinte años de edad del árbol. La variabilidad entre árboles no fue significativa.

PALABRAS CLAVE:
Anatomía de la madera, calidad de madera, edad del árbol, Neuquén, variabilidad de la madera.

ABSTRACT

The goal of this paper was to characterize fibers and vessel elements in the wood of *Nothofagus nervosa* (Phil.) Dim. *et* Mil., Nothofagaceae, (raulí), determining the variation of their lengths in the tree in radial and axial orientations and evaluating their variability between trees. Four trees with DBH (diameter at breast height) above 40 cm were used from Quilanlahue site, Neuquén, Argentina, from which sections were removed at three different heights. The north radius of each section was used and microscopic preparations and macerations were produced every ten years from pith to bark. The characteristics of fibers and vessel elements were described. The length of both cells was significantly greater in radial orientation from pith to bark. In axial orientation the length of the fiber is variable, while the length of vessel elements does not show significant changes. The greatest source of variation was observed in the tree related to the different ages at which wood was formed. A diminishing in the variation coefficient was observed for the length of fibers and vascular elements from twenty years of age of the tree. Variability among trees was not significant.

1 Asentamiento Universitario San Martín de los Andes, Universidad Nacional del Comahue. Pasaje de la Paz 235, San Martín de los Andes, 8370, Provincia del Neuquén, Argentina.
2 Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales. Universidad Nacional de La Plata. Provincia de Buenos Aires, Argentina.
* Autor para correspondencia. C.e.:andrepampa@yahoo.com.ar

KEY WORDS:
Wood anatomy, wood quality, tree age, Neuquén, wood variability.

INTRODUCCIÓN

La madera es una materia prima ampliamente utilizada, aun siendo muy heterogénea y extremadamente variable. Esta variación se presenta tanto entre árboles como dentro del árbol (Larson, 1967). El tronco de un árbol maduro posee un cilindro central de madera juvenil cuyas características anatómicas, físicas y mecánicas son más variables que en la madera madura más externa. Si bien estas variaciones son moderadas en Dicotiledóneas (Dadswell, 1960; Sluder, 1972), la madera madura se presenta más estable y homogénea, con sus propiedades relativamente constantes en comparación con la madera juvenil, en la que las propiedades cambian rápidamente en dirección centrífuga.

Existen varios trabajos a nivel mundial sobre la variación de la longitud de fibras y de elementos de vaso en distintas especies y diferentes edades de Dicotiledóneas arbóreas (Denne y Whitbread, 1978; Zobel y Van Buijtenen, 1989; Wilkens, 1988; Bhat *et al.,* 1989; Butterfield *et al.,* 1993; Rulliaty y América, 1995; León y Espinoza de Pernía, 1999; Helinska-Raczkowska y Fabisiak, 1991; Zobel y Jett, 1995; Giménez, 2000; Moglia y López, 2001; Giménez y López, 2002; Monteoliva *et al.,* 2006). En ellos se encuentran distintos patrones de variación, aunque el más frecuente se presenta como un incremento en la longitud de fibras y de elementos de vaso de médula a corteza y la presencia de células entre 10% y 20% más largas en la madera madura que en la madera juvenil. En sentido axial, en general, se ha encontrado una disminución de la longitud de fibras y elementos de vaso desde la base al ápice del árbol. Por otro lado, León y Espinoza de Pernía (1998) e Igartúa y Monteoliva (2010) encontraron que la mayor fuente de variación de la morfología de las fibras se presenta dentro del árbol, relacionada con las diferentes edades formativas de la madera.

La industria y el mercado se presentan cada vez más exigentes respecto a la calidad de la madera, término estrechamente relacionado con el grado de homogeneidad de la misma. Teniendo en cuenta que la variación se acentúa en la madera que proviene de bosques nativos, los estudios focalizados en reconocer y cuantificar su variabilidad son de suma importancia. Las predicciones de calidad y usos óptimos de la madera son necesarias a la hora de planificar selecciones relacionadas con el manejo y la domesticación de las especies nativas de importancia forestal.

Si bien existen descripciones de fibras y elementos de vaso de la madera de *N. nervosa* (Díaz-Vaz, 1987; Rivera, 1988; Tortorelli, 2009), no se cuenta en la actualidad con información acerca de sus variaciones dentro del árbol y entre árboles ni con interpretaciones evolutivas de las mismas. Carlquist (1988) propuso el uso del índice de crecimiento intrusivo (Lf/Lv) como indicador del grado de especialización de las maderas, ya que la divergencia entre longitud de elementos de vaso (Lv) y de elementos imperforados (Lf) se incrementa filogenéticamente.

En este marco surge la necesidad de abordar el estudio de la variabilidad de la madera del raulí (*Nothofagus nervosa* (Phil.) Dim. *et.* Mil.), importante especie forestal de área de distribución acotada en Argentina (Sabatier *et al.,* 2011), utilizada históricamente a raíz de las buenas características estéticas y de trabajabilidad de su madera para construcciones y carpintería en general (Tortorelli, 2009).

Como fase preliminar de estos estudios en el presente trabajo se analiza la

variación, dentro del árbol y entre árboles, de la longitud de fibras y de elementos de vaso, características que influyen significativamente en las propiedades de la madera de dicotiledóneas y por ende en el valor de su producto final (Bosman *et al.* 1994).

OBJETIVOS

El objetivo de este trabajo es caracterizar las células de sostén y de conducción de la madera de *N. nervosa* y determinar la variación de sus longitudes dentro del árbol, en sentido radial (edad), axial y entre árboles.

METODOLOGÍA

El estudio fue realizado en cuatro árboles de *N. nervosa* elegidos al azar, derribados en un área de bosque nativo denominado Quilanlahue, ubicado al suroeste de la provincia del Neuquén (40° 08´ 22´´ S, 71° 25´ 34´´ O), Argentina, dentro del Parque Nacional Lanín (Administración de Parques Nacionales) (Fig. 1). El sitio pertenece al Distrito Fitogeográfico Caducifolio de la Provincia Subantártica (Dominio Subantártico; Región Antártica) (Cabrera, 1976). Presenta relieve de montaña y un clima templado y húmedo de tipo mediterráneo, con precipitaciones principalmente invernales del orden de los 1800 mm medios acumulados anuales y temperaturas medias máximas y mínimas de 15,9 °C y 2,8 °C, respectivamente.

Los árboles elegidos (Tabla1) presentaron fuste sin defecto, estrato sociológico dominante, copa simétrica y buen estado sanitario.

Una vez derribados los ejemplares, se extrajeron rodelas completas transversales correspondientes a tres alturas, a 0,30 m del suelo (H1), a la altura del pecho 1,30 m (H2) y a un tercio de la altura total (H3). Las rodajas fueron pulidas hasta obtener una clara visibilidad de los anillos de crecimiento para lograr su correcto fechado. Se trabajó en cada rodela con el radio de orientación norte, del cual se realizaron macerados y preparados microscópicos permanentes mediante las normas tradicionales de la anatomía de la madera. Los preparados se obtuvieron cada diez años desde la médula a la corteza (Fig. 2).

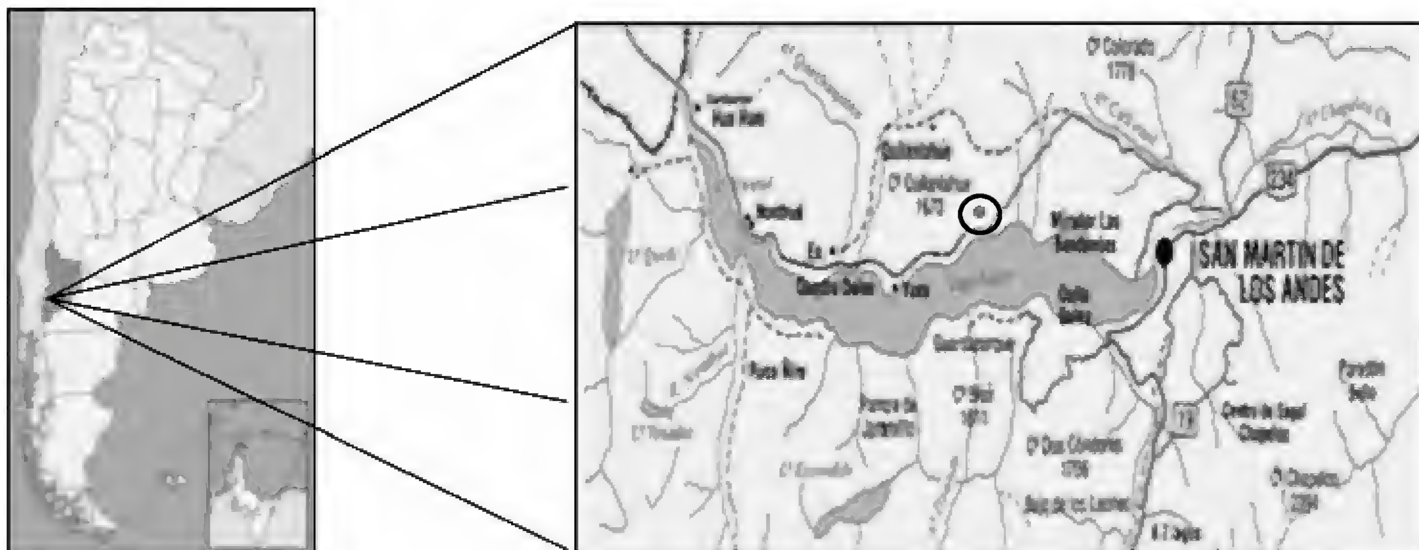


Figura 1. Mapa de la República Argentina con ubicación del sitio de procedencia de los árboles de estudio (círculo).

Tabla 1. Datos de los árboles analizados – Magnitudes dendrométricas.

Ejemplar	*DAP (cm)*	*Altura total (m)*	*Edad (años)*
1	42	21,8	60
2	41	22,2	69
3	42	23,6	58
4	48	26,1	70

Los macerados se realizaron mediante la técnica de Franklin (1937), a partir de los cuales se midió en microscopio óptico la longitud de 25 fibras y 25 elementos de vaso al azar por cada década y en cada altura. El material se analizó según lo establecido en la lista estándar de la Asociación Internacional de Anatomistas de la Madera para la Identificación de Maderas Latifoliadas (IAWA Commite, 1989).

Se calculó el índice de crecimiento intrusivo (longitud fibra/longitud de elemento de vaso) (Carlquist, 1992).

Se compararon los datos de longitud de fibras y de elementos de vaso mediante el análisis de varianza. La unidad experimental estuvo definida por el "macerado". La variable de respuesta quedó conformada por el promedio de las 25 mediciones

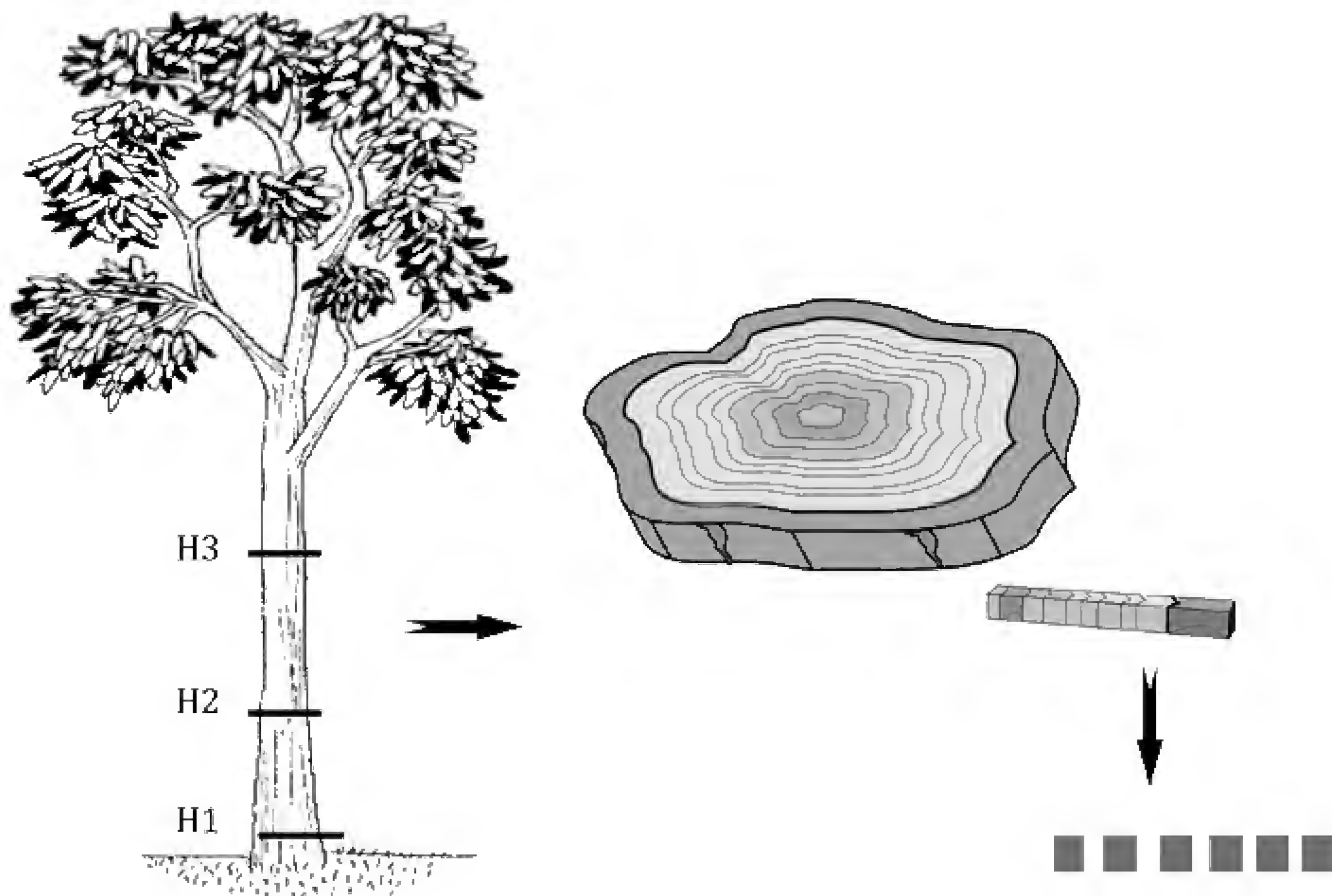


Figura 2. Esquema de toma de muestras de los árboles de estudio. De cada cubo de madera, extraído cada diez años de edad del árbol, se realizaron los preparados microscópicos y los macerados correspondientes.

de cada macerado. Para cada variable de respuesta se ajustó un modelo lineal mixto donde las fuentes de variación estuvieron determinadas por el árbol, la altura en el fuste y la edad. El árbol fue considerado como efecto aleatorio, mientras que la altura y la edad como efectos fijos. Se verificó en cada caso el cumplimiento de los supuestos para el modelo normal y se realizaron análisis gráficos de los residuos para evaluar el ajuste. El nivel de significancia fue definido en todos los casos en P < 0,05. El modelo especificado para cada una de las variables estuvo definido por:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \delta_k + \alpha\beta_{ij} + \alpha\delta_{ik} + \beta\delta_{jk} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

$$i = 1,2,3 \; j = 1,2,3,4,5,6 \; k = 1,2,3,4$$

donde:

y_{ijk}: respuesta (longitud de fibra o longitud de vaso) correspondiente al k-ésimo árbol en la i- ésima altura en la j-ésima edad.
μ: promedio general.
α_i: efecto fijo de la i-ésima altura.
β_j: efecto fijo de la j-ésima edad.
δ_k: efecto aleatorio del k-ésimo árbol.
$\alpha\beta_{ij}$: efecto fijo de interacción entre la i-ésima altura y la j-ésima edad.
$\alpha\delta_{ik}$: efecto aleatorio de interacción entre la i-ésima altura y el k-ésimo árbol.
$\beta\delta_{jk}$: efecto aleatorio de interacción entre la j-ésima edad y el k-ésimo árbol.
ε_{ijlk}: error aleatorio o efecto aleatorio del k-ésimo árbol en la i-ésima altura en la j-ésima edad.

Cuando el resultado fue significativo para las diferencias de medias, se realizaron comparaciones múltiples *a posteriori* (prueba de Tukey) para comparar las mismas (Devore, 2005). Los análisis estadísticos fueron realizados con el programa Infostat (InfoStat, 2010) a través de la interfaz con R para modelos mixtos.

RESULTADOS

El leño de *N. nervosa* se caracteriza por presentar poca diferencia entre albura y duramen, con anillos de crecimiento levemente demarcados y de contorno regular. El anillo está definido macroscópicamente por una zona más oscura y a nivel microscópico por la compresión radial de las fibras.

La porosidad del leño es difusa, pudiéndose observar una disminución gradual del diámetro de los elementos vasculares desde el inicio hacia la finalización del crecimiento cambial anual (Fig. 3A).

Fibras

El tejido fibroso está formado principalmente por fibrotraqueidas (con puntuaciones areoladas con reborde reducido) (Fig. 3B) de diámetro medio 16,20 μm, diámetro medio de lumen 8,53 μm, espesor medio de pared 3,84 μm y longitud media de 942,03 μm, con rango entre 640,51 μm y 1.141,63 μm.

Se pudo observar baja presencia de fibras libriformes (con puntuaciones simples) y fibras septadas.

El análisis estadístico de la variación de la longitud de fibras indicó como significativo el efecto fijo de altura y muy significativo el efecto fijo de edad. Las interacciones dobles resultaron todas no significativas (árbol-altura; árbol-edad; altura-edad). El efecto aleatorio árbol también resultó no significativo, indicando que no hay diferencias en la variabilidad entre árboles (Tabla 2). El árbol como fuente de variación representó 12,2 % de la varianza aleatoria total.

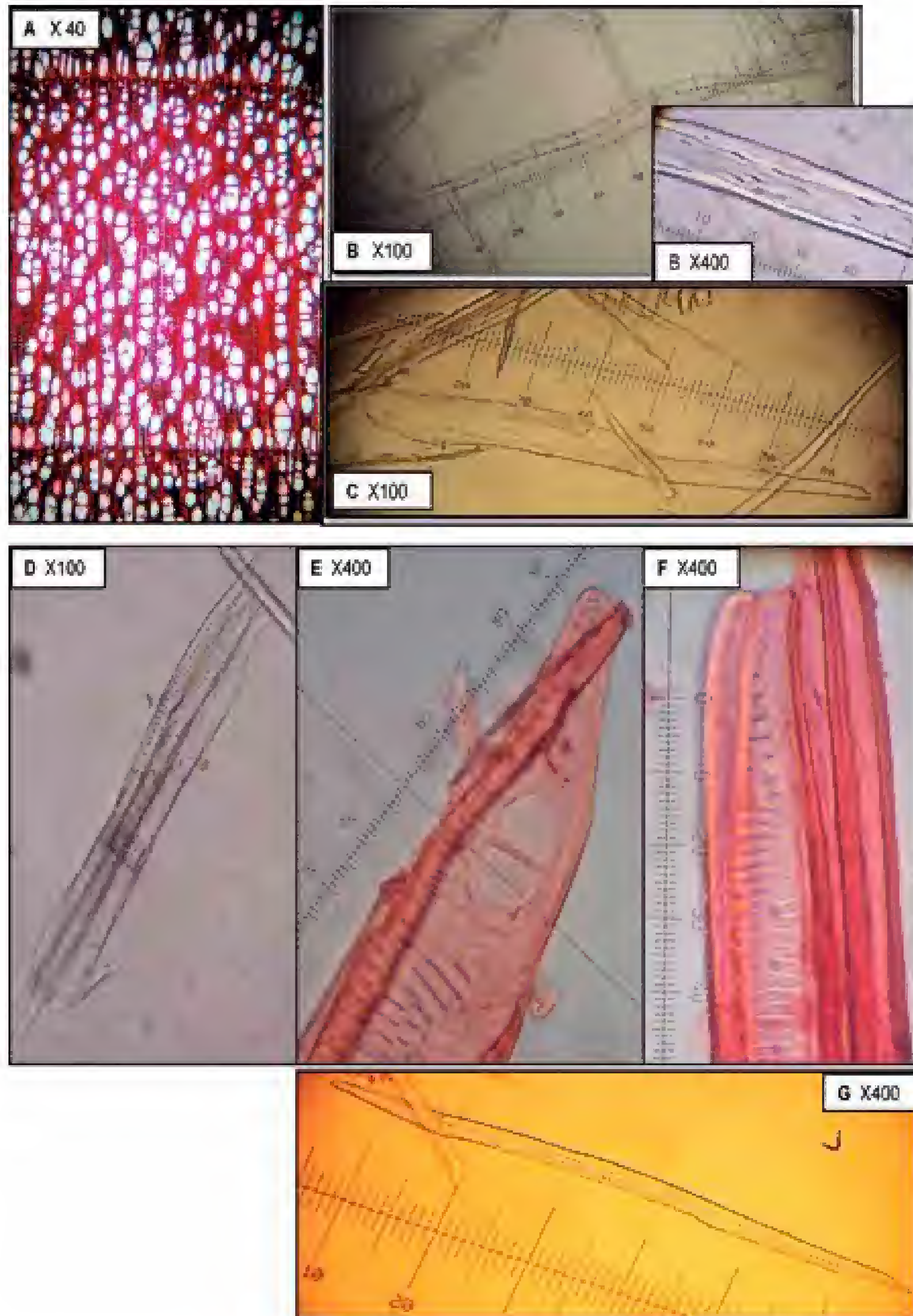


Figura 3. El leño de *Nothofagus nervosa*. A. Porosidad difusa; B. Fibrotraqueidas con puntuaciones areoladas con reborde reducido; C. Apéndice en elemento de vaso; D. Un elemento de vaso con placas de perforación simple y dos con placas de perforación escalariformes con 10-20 barras; E. Elemento de vaso con placa de perforación escalariforme con una barra; F. Elemento de vaso con placa de perforación escalariforme con 10-20 barras; G. Traqueida con dos hileras de puntuaciones areoladas.

Tabla 2. Resultados del ANOVA para la variable longitud de fibras.

Factor de variabilidad	*Grados de libertad*	*Prueba F*	*P-valor*
Altura	2	6,95	0,027*
Edad	5	17,84	<0,0001**
Árbol	3	3,28	0,14NS
Árbol * Altura	6	1,06	0,41NS
Árbol * Edad	15	1,03	0,45NS
Altura * Edad	10	0,74	0,68NS

NS: no significativo (P>0,05), *: significativo (0,05<P<0,01), **: altamente significativo (P<0,01).

Tabla 3. Variación radial y axial de la longitud de fibras (µm). Promedios ± desvíos estándar DE y coeficiente de variación (CV). Prueba de Tukey (significancia α = 0,05). Valores medios con letras distintas indican diferencias significativas, prueba de Tukey (significancia α = 0,05).

Edad	*Media ± D.E.*	*CV*	*Altura*	*Media ± D.E.*	*CV*
0	806,82 ± 83,17 a	10,31	H1	912,69 ± 91,32 a	10,01
10	892,42 ± 89,03 b	9,98	H2	983,23 ± 107,80 b	10,96
20	940,96 ± 74,96 bc	7,97	H3	929,66 ± 102,14 a	10,99
30	1002,59 ± 70,44 c	7,03			
40	1017,12 ± 62,67 c	6,16			
50	996,86 ± 60,82 c	6,10			

A partir de los veinte años de edad del árbol se observó una disminución del coeficiente de variación de la longitud de fibras (Tabla 3) así como la presencia de fibras 16,5% más largas.

Elementos de vaso

Los elementos de vaso poseen principalmente placas de perforación simples, terminales o laterales, horizontales u oblicuos. Presentan en general apéndices (Fig. 3C), los que pueden ser de variada longitud, algunos alcanzando valores de hasta 300 µm. Sus puntuaciones intervasculares son opuestas, a veces escalariformes, con reborde interno de forma circular a hexagonal. La longitud media de los elementos de vaso fue de 576,14 µm, con un intervalo de 415,49 µm a 690,82 µm.

En el lumen de los vasos de la madera más interna del tronco (duramen) hay abundante tílides. Se observaron elementos de vaso con placas de perforación escalariformes (Fig. 3DEF) y traqueidas con dos hileras de puntuaciones areoladas (Fig. 3G).

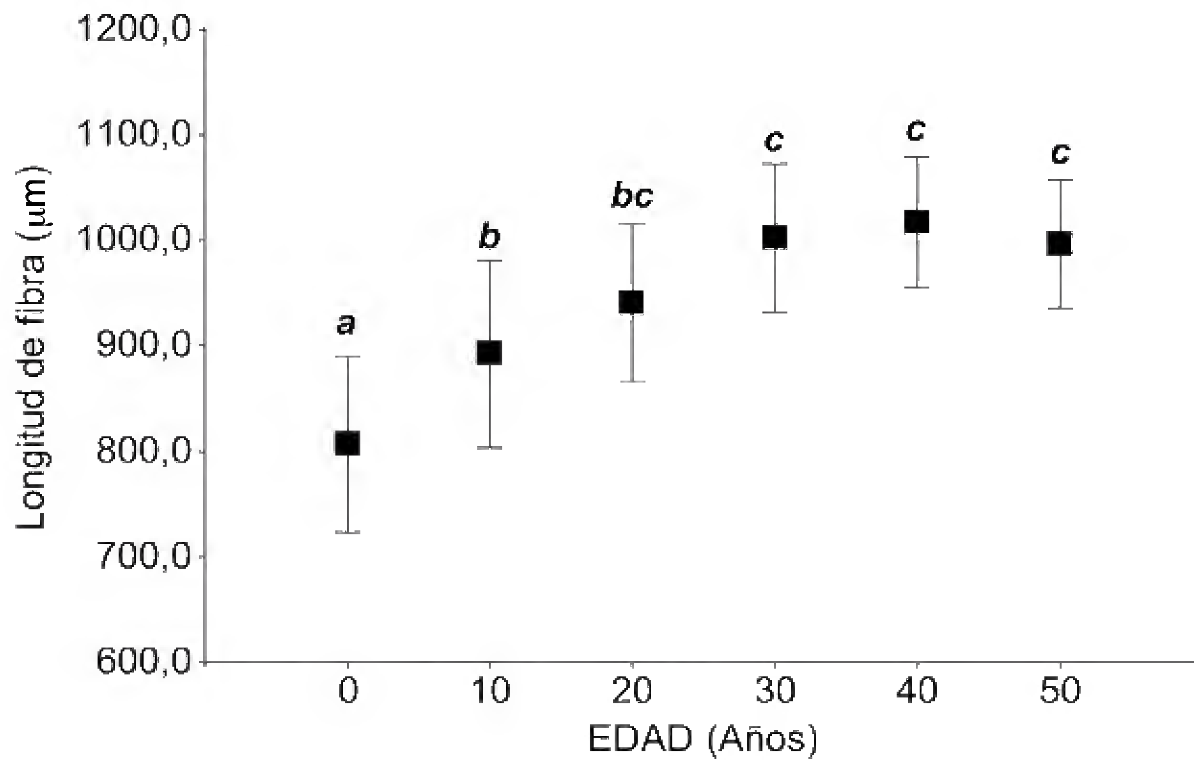


Figura 4. Variación media transversal de la longitud de fibra por edades (Promedio + Desvío Estándar). Valores promedios con letra distinta indican diferencias significativas entre edades (Tukey, P < 0,05).

El análisis estadístico de la variación de la longitud de elementos de vaso indicó como significativo solamente el efecto fijo de edad. La altura del árbol no tuvo efectos significativos. El efecto aleatorio árbol también resultó no significativo indicando que no hay diferencias de variabilidad entre árboles. El árbol como fuente de variación representa menos de 1% de la varianza aleatoria total. Las interacciones dobles resultaron todas no significativas (árbol-altura, árbol-edad, altura-edad) (Tabla 4).

A partir de los veinte años de edad del árbol los elementos de vaso resultaron 18,6% más largos y el coeficiente de variación disminuyó notablemente (Tabla 5, Fig. 5). El índice de crecimiento intrusivo (Lf/Lv) arrojó un valor medio de 1,60.

Tabla 4. Resultados del ANOVA para la variable longitud de elementos de vaso.

Factor de variabilidad	*Grados de libertad*	*Prueba F*	*P-valor*
Altura	2	1,78	0,25NS
Edad	5	15,60	<0,0001**
Árbol	3	0,78	0,54NS
Árbol * Altura	6	2,19	0,07NS
Árbol * Edad	15	1,51	0,16NS
Altura * Edad	10	0,73	0,69NS

*: significativo, **: no significativo, NS: no significativo

Tabla 5. Variación radial y axial de longitud de elementos de vaso (µm). Promedios ± desvíos estándar (DE) y coeficiente de variación (CV). Valores medios con letras distintas indican diferencias significativas, prueba de Tukey (significancia α = 0,05).

Edad	*Media ± D.E.*	*CV*	*Altura*	*Media ± D.E.*	*CV*
0	487,81 ± 57,24 a	11,73	H1	558,85 ± 63,32 ns	11,33
10	538,05 ± 51,02 b	9,48	H2	588,69 ± 65,56 ns	11,14
20	582,66 ± 45,19 bd	7,76	H3	581,08 ± 67,01 ns	11,53
30	611,49 ± 27,53 cd	4,50			
40	632,45 ± 35,84 c	5,67			
50	606,93 ± 40,93 cd	6,74			

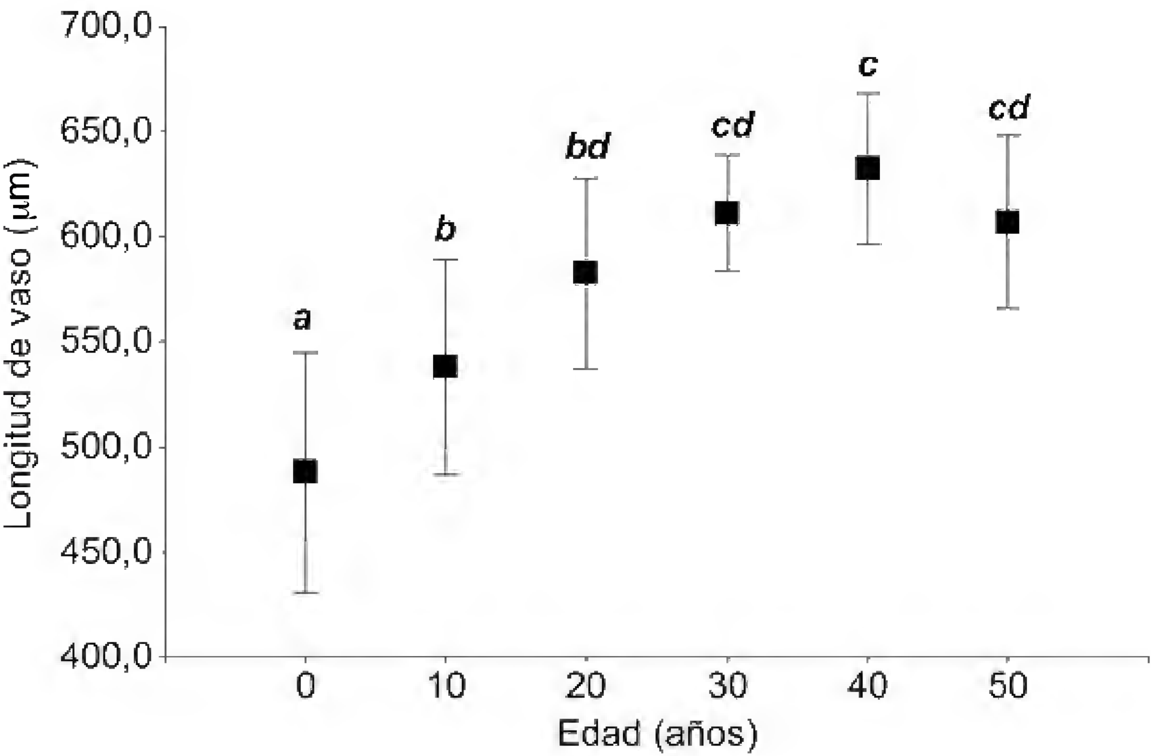


Figura 5. Variación media transversal de la longitud de elementos de vaso por edades (Promedio + Desvío Estándar). Valores promedios con letra distinta indican diferencias significativas entre edades (Tukey, P < 0,05).

DISCUSIÓN

Los resultados obtenidos muestran que la mayor fuente de variación de la longitud de fibras y elementos de vaso se presenta dentro del árbol, relacionada con las diferentes edades formativas del leño. Este patrón de variabilidad coincide con el descrito por Larson (1994), en el que se señala mayor variación de las características de la madera dentro del árbol, en relación principalmente con la edad que entre árboles, aun creciendo estos en distintos sitios. León y Espinoza de Pernía (1998) e Igartúa y Monteoliva (2010) reportan similares variaciones para fibras en dicotiledó-

neas de porosidad difusa. Claramente estos resultados están indicando un proceso de maduración del cambium vascular en *N. nervosa*. A partir de los 20 años de edad las fibras y los elementos de vaso se presentan 16,5% y 18,6% más largas, respectivamente, y muestran menores variaciones de longitud, características que señalan una mayor madurez del leño (Zobel y Van Buijtenen, 1989). Helinska-Raczkowska y Fabisiak (1991) y Moglia y López (2001) reportan la formación de madera juvenil hasta la edad de maduración sexual en *Aspidosperma quebracho blanco* y en especies del género *Quercus,* respectivamente. Las especies del género *Nothofagus* inician su floración y fructificación entre los 20 y los 40 años de edad (Donoso Zegers, 2006).

El patrón de incremento de la longitud de fibras, desde la médula a la corteza, encontrado en el presente trabajo es similar al descrito por Zobel y Jett (1995), Moglia y López (2001) y Giménez y López (2002) en árboles con maderas de porosidad difusa. Moglia y López (2001) describen además un incremento del 20,4% de la longitud de fibras aproximadamente a los 70 años de edad de los árboles. En este trabajo el incremento total registrado en la longitud de fibras a los cincuenta años de edad es de 24%.

En géneros cercanos filogenéticamente a *Nothofagus,* como *Quercus* y *Fagus*, Zobel y Van Buijtenen (1989) observan patrones ascendentes continuos de longitud de fibras hasta los 100 años de edad. Por ello este trabajo deberá proseguir con ejemplares más longevos con el fin de conocer patrones en una escala temporal más amplia.

El análisis de la variación de la longitud de fibras en el eje vertical del árbol mostró valores mayores en la altura H2 que en las alturas H1 y H3. Este resultado difiere de los reportados por Giménez y López (2002) y Webb (1964), en especies con leños de porosidad difusa, en los que la longitud de fibras presenta una disminución desde la base hacia el ápice del árbol. En otras especies se reportan tanto aumentos como diferencias no significativas de la longitud de las fibras con la altura del árbol (León y Espinoza de Pernía, 1999; Taylor, 1977; Lei *et al.,* 1996).

El patrón radial de aumento de la longitud de elementos vasculares encontrado en estos árboles es similar al citado por Carlquist (1988), Larson (1994), León y Espinoza de Pernía (1998), Moglia y López (2001) y Giménez y López (2002), en especies con leños de porosidad difusa. Moglia y López (2001) describen además un aumento del 17% de la longitud de elementos de vaso a los 70 años de edad. En el presente trabajo el incremento total de la longitud de estas células a los cincuenta años de edad es de 25%.

En el análisis de la variación axial de la longitud de elementos de vaso no se observan diferencias significativas, coincidiendo con los resultados reportados por Giménez y López (2002) para *Schinopsis quebracho-colorado.* En otras especies se reportan diferentes patrones de variación axial de los elementos de vaso (León y Espinoza de Pernía, 1999; Rulliaty y América, 1995).

La tendencia principal de la evolución del xilema señala que la divergencia entre longitud de elementos de vaso (Lv) y de elementos imperforados (Lf) se incrementa filogenéticamente, ganando estos últimos capacidad de crecimiento intrusivo a medida que maduran. Carlquist (1988) propuso el uso del índice de crecimiento intrusivo (Lf/Lv) como indicador del grado de especialización de los leños, oscilando sus valores entre 1 y 2,60 para maderas poco o altamente especializadas, respectivamente (Carlquist 1988). El bajo valor arrojado por el índice de crecimiento intru-

sivo (1,60) en este trabajo señala la presencia de una madera poco especializada en *N. nervosa*. Así lo indican también la presencia de traqueidas, de apéndices largos y placas de perforación inclinadas en los elementos de vaso y la presencia dominante de fibrotraqueidas como tejido de sostén.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos justifican las siguientes conclusiones:

La mayor fuente de variación de longitud de fibras y elementos de vaso se presenta dentro del árbol, relacionada con las diferentes edades formativas del leño. La variabilidad de estos elementos entre los árboles no resulta significativa.

La longitud de fibras y elementos de vaso se incrementa significativamente en dirección a la corteza hasta la edad de 20-30 años, evidenciándose un proceso de maduración del cambium vascular. La formación de madera juvenil se extiende hasta los 20-30 años de los árboles, coincidiendo con las edades de maduración sexual citadas para la especie.

Se observa una disminución de la variación de la longitud de fibras y elementos de vaso con la edad. Asimismo, a partir de los 20 años de edad, las fibras y los elementos de vaso son 16,5 % y 18,6% más largas que a edades menores. Ambas observaciones reflejan un proceso de maduración de la madera con la edad.

El valor arrojado por el índice de crecimiento intrusivo, la presencia de traqueidas, de elementos de vaso con apéndices largos y placas de perforación inclinadas y la presencia dominante de fibrotraqueidas como tejido de sostén, indica un leño poco especializado en *N. nervosa*.

RECONOCIMIENTOS

Expresamos nuestro agradecimiento a la Intendencia del Parque Nacional Lanín (APN) por facilitar acceso al sitio de estudio y al (INTA-Bariloche). Al doctor Sergio Bramardi (FCA-UNCo) por su revisión de la parte estadística y al doctor Luis Chauchard por su revisión del manuscrito. El presente trabajo fue realizado en el marco del Proyecto de Investigación S013 de la Universidad Nacional del Comahue.

REFERENCIAS

Bhat, K.M., K.V. Bhat y T.K. Dhamodaran. 1989. Fibre lenght variation in stem and branches of eleven tropical hardwoods. IAWA Bulletin 10(1):63-70.

Bosman, M.T.M., I. De Kort, M.K. Genderen y P. Baas. 1994. Radial variation in wood properties of naturally plantation grown Light Red meranti Shorea (Dipterocarpaceae). IAWA Journal 15(2):111-120.

Butterfield, R.P., R.P. Crook, R. Adams y R. Morris. 1993. Radial variation in wood specific gravity, fiber length, and vessel area for two Central American hardwoods: *Hyeronima alchorneoides* and *Vochysia guatemalensis*: natural and plantation-grown trees. IAWA Journal 14:153-161.

Cabrera, A.L. 1976. Regiones fitogeográficas de la Argentina. Enciclopedia Argentina de Agricultura y Jardinería. Tomo II. Buenos Aires.

Carlquist, S. 1988. Comparative wood anatomy. Systematic, ecological and evolutionary aspect of Dycotiledons wood. Springer. Berlin, Heidelberg, Nueva York. 460 p.

Carlquist, S. 1992. Ecological Strategies of Xylem evolution. University of California Press.

Dadswell, H. 1960. Tree growth wood properties interrelationships. Proc.Spec. Field Inst. For. Biol. Sch. For. N. C. State Univ. Raleigh Carolina del Norte. 86 p.

Díaz-Vaz J.E. 1987. Anatomía de la madera de *Nothofagus alpina* (P. *et.* E.) Oerstedt. Bosque 8(2):143-145.

Denne, M. y V. Whitbread. 1978. Variation of fibre length within trees of *Fraxinus excelsior*. Canadian Journal of Forest Research 8:253-260.

Devore, J.L. 2005. Probabilidad y Estadística para ingeniería y ciencias. 6ª ed. Thomson. México D.F. 794 p.

Donoso-Zegers, C. 2006. Las especies arbóreas de los bosques templados de Chile y Argentina. Autoecología. Marisa Cuneo Ediciones. 678 p.

Franklin, G. 1937. Permanent Preparations of Macerated Wood Fibres. Tropical woods 49:21-22.

Giménez, A.M. 2000. Gradiente radial de los elementos anatómicos del leño en *Schinopsis quebracho colorado* (Schelcht.) Baril et Meyer. Bosque 21(2):37-45.

Giménez, A.M. y C.R. López. 2002. Variación longitudinal de los elementos del leño en *Schinopsis quebracho colorado* (Schelcht.) Baril et Meyer. Madera y Bosques 8(2):27-38.

Helinska-Raczkowska, L. y E. Fabisiak. 1991. Radial variation and growth rate in the length of the axial elements of the sessile oak wood. IAWA Bulletin 12(3):257-262.

IAWA Commité. 1989. List of microscopic features for hardwoods identification. IAWA. Bulletin 10(3):219-332

Igartúa, D. y S. Monteoliva. 2010. Densidad básica, longitud de fibras y crecimiento en dos procedencias de *Eucalyptus globulus* en Argentina. Bosque 31(2): 50-156.

InfoStat. 2010. Di Rienzo J.A., F. Casanoves, M.G. Balzarini, L. Gonzalez, M. Tablada y C.W. Robledo. Grupo InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

Larson, P.R. 1967. Silvicultural control of the characteristics of wood used for furniture. *In*: Proceedings of the 4th TAPPI Forest Biology Conference, Nueva York, p:143-150.

Larson, P.R. 1994. The Vascular Cambium. Development and Structure. Springer Series in Wood Science. 720 p.

Lei, H., M. Milota y B. Gartner. 1996. Between and within tree variation in the anatomy and specific gravity in wood in Oregon white oak (*Quercus garryana*, Dougl.). IAWA Journal 17(4):445-461.

León, W.J. y N. Espinoza de Pernía. 1998. Variabilidad de la madera de *Cordia thaisiana* (*Boraginaceae*) en sentido transversal. Revista Forestal Venezolana 42(1):15-23.

León, W.J. y N. Espinoza de Pernía. 1999. Variabilidad de la madera de *Cordia thaisiana* (Boraginaceae) en sentido longitudinal. Revista Forestal Venezolana 43(1):33-41.

Moglia, J.G. y C.R. López. 2001. Variabilidad radial de algunos caracteres

anatómicos de *Aspidosperma quebracho blanco*. Bosque 22(2):3-14.

Monteoliva, S., J.L. Marquina, G. Senisterra y R.M. Marlats. 2006. Variación axial y radial de la longitud de fibras en seis clones de *Salix*. Revista de la Facultad de Agronomía de la Plata 106(1).

Rivera, S.M. 1988. Revisión xilológica del género *Nothofagus* Bl. (*Fagaceae*) para la Argentina. Monografías de la Academia Nacional de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales, 4:73-84. Buenos Aires, Argentina.

Rulliaty, S. y W. América. 1995. Natural variation in wood quality indicators of Indonesian Big-Leaf Mahogany (*Swietenia macrophylla*). http://www.metla.fi/conf./iufro95abs/d5pos9.hmt.

Sabatier, Y., M.M. Azpilicueta, P. Marchelli, M. González-Peñalba, L. Lozano, L. García, A. Martínez, L.A. Gallo, F. Umaña, D. Bran, M.J. Pastorino. 2011. Distribución natural de *Nothofagus alpina* y *Nothofagus obliqua* (Nothofagaceae) en Argentina, dos especies de primera importancia forestal de los bosques templados norpatagónicos. Boletín de la Sociedad Argentina de Botánica 46:131-138.

Sluder, E. 1972. Variation in specific gravity of yellow poplar in southern Appalachians. Wood Science 5:132-138.

Taylor, F.W. 1977. A note on the relationship between branch and stem Wood properties of selected hardwoods growing in the midsouth. Wood and Fiber 8:257-261.

Tortorelli, L.A. 2009. Maderas y bosques argentinos. Vol. I. 2ª ed. Orientación Gráfica Editora. Buenos Aires. 576 p.

Webb, C. 1964. Natural variation in specific gravity, fiber length, and interlocked grain of sweetgum (*Liquidambar styraciflua*) in the south Atlantic Sates. Tesis doctoral School for North California State Univ. Raleigh, Carolina del Norte. 125 p.

Wilkens, J. 1988. Variation in wood anatomy within species of *Eucalyptus* sp. IAWA Bulletin 9:13-23.

Zobel, B.J. y J.P. Van Buijtenen. 1989. Wood variation: Its causes and control. Springer-Verlang. Berlín. 363 p.

Zobel, B. y J. Jett. 1995. Genetics of wood production. Springer-Verlag. Berlin, Heidelberg, Nueva York. 526 p.

Manuscrito recibido el 13 de marzo de 2012.
Aceptado el 26 de febrero de 2013.

Este documento se debe citar como:
Medina, A.A., N.M. Dionisio, L.N. Laffitte, I.R. Andía y S.M. Rivera. 2013. Variación radial y axial de longitud de fibras y elementos de vaso en *Nothofagus nervosa* (Nothofagaceae) de la Patagonia Argentina. Madera y Bosques 19(2):7-19.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Componentes químicos de la madera de cinco especies de pino del municipio de Morelia, Michoacán

Chemical components of the wood of five pine species of Morelia, Michoacán

René Bernabé-Santiago[1], Luz Elena A. Ávila-Calderón[2] y José Guadalupe Rutiaga-Quiñones[2]

RESUMEN

Se realizó un análisis para determinar los principales componentes químicos de la madera de cinco especies de pino procedentes del municipio de Morelia, Michoacán. Las especies estudiadas fueron *Pinus leiophylla*, *P. michoacana* var. *cornuta*, *P. montezumae*, *P. oocarpa* y *P. teocote*. En este estudio se determinó en la madera de cada especie el pH, las cenizas, el análisis de las cenizas, las sustancias extraíbles, la holocelulosa, la lignina y los taninos. Los resultados encontrados fueron: pH de 4,0 a 4,4; 0,3% de cenizas, con mayor concentración de calcio, potasio y magnesio, 17,9% a 25,4% de solubilidad en sosa; 7,6% a 8,2% de extraíbles totales, en la extracción secuencial, la mayor solubilidad se obtuvo con agua caliente, seguido en proporciones similares con ciclohexano, acetona y metanol; 68,1% a 74,7% de holocelulosa, 24,0% a 28,5% de lignina y 0,07% a 0,12% para taninos. La solubilidad de la madera para las extracciones siguió la secuencia agua > ciclohexano > acetona > metanol. El pH, la solubilidad a la sosa, la holocelulosa y la lignina presentaron una variación estadística significativa (P < 0,05) entre especies.

PALABRAS CLAVE:
Extraíbles, holocelulosa, lignina, *Pinus* spp., sustancias inorgánicas, taninos.

ABSTRACT

A chemical analysis was performed to determine the major chemical components of five pine species in the municipality of Morelia, Michoacán. The pine species studied were: *Pinus leiophylla*, *P. michoacana* var. cornuta, *P. montezumae*, *P. oocarpa* and *P. teocote*. The pH value, ash, ash analysis, extractives, holocellulose, lignin and tannins content was determined for each pine species. The results were in the range of 4,0 to 4,4 for pH, 0,3% ash in all species (calcium and potassium in higher concentration), 17,9% to 25,4% for soda solubility, 7,6% to 8,2% total extractives, 68,1% to 74,7% for holocellulose, 24% to 28,5% for lignin and 0,07% to 0,12% for tannins. Through the applied extraction the wood solubility followed the sequence: water > ciclohexan > aceton > methanol. Analysis of variance of the data showed that pH, soda solubility, holocellulose, lignin and tannins did vary among pine species (P < 0,05).

KEY WORDS:
Extractives, holocellulose, lignin, *Pinus* spp., inorganic substances, tannins.

1 Estudiante. Facultad de Ingeniería en Tecnología de la Madera. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.
2 Facultad de Ingeniería en Tecnología de la Madera. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Apdo. Postal 580. C. P. 58000 Morelia, Michoacán, México.

INTRODUCCIÓN

Los pinos representan uno de los recursos naturales más valiosos para México; la madera de escuadría es el producto más importante (3 337 940 metros cúbicos rollo), seguido de productos celulósicos (346 510 metros cúbicos rollo), postes, pilotes y durmientes (187 797 metros cúbicos rollo) y chapa y triplay (183 571 metros cúbicos rollo) (Semarnat, 2012). En México existen 46 especies, 3 subespecies y 22 variedades de pinos, que representan 42% de las especies de este género conocidas en el mundo (Sánchez, 2008). De acuerdo con Madrigal y Guridi (2002), se conocen 20 especies del género *Pinus* en el estado de Michoacán, de las cuales 11 se encuentran en el municipio de Morelia. Algunos estudios referentes a este género han abarcado temas como: características anatómicas (Olvera 1981, 1985; Ambriz *et al.*, 2002; Ochoa, 2003), propiedades físico-mecánicas (Herrera y Bocanegra, 1996; Ortega, 2001; Rojas y Villers, 2005; Silva-Arredondo y Návar-Cháidez, 2012) y propiedades tecnológicas (Cruz y Ambriz, 2004; Aquino *et al.*, 2010).

La composición química de la madera de los pinos mexicanos se ha estudiado para pocas especies. En 2001 Rutiaga estimó en madera de albura y duramen de *P. pseudostrobus* la solubilidad en éter de petróleo (0,7% y 4,4%), acetona (0,7% y 2,8%), metanol (0,8% y 0,8%), agua fría (1,0% y 3,7%) y agua caliente (1,2% y 1,5%); el contenido de polisacáridos (67,8% y 67,2%), de lignina Runkel (26,6% y 27,6%) y de cenizas (0,16% y 0,08%), además de identificar los elementos presentes en estas últimas.

Ávila (2011) estudió los componentes químicos de la madera de *P. pringlei* sana e infectada por muérdago *Psittacanthus macrantherus*. Encontró que los contenidos de sustancias inorgánicas (0,34%), de extraíbles solubles en etanol-ciclohexano (0,83%), de extraíbles solubles en agua fría (3,62%) y de holocelulosa (63,58%) resultaron ser mayores en madera sana que en madera plagada (0,31%, 0,67%, 3,09% y 42,82% respectivamente); por el contrario, la madera infectada presentó valores más altos de solubilidad en sosa (9,87%), de extraíbles solubles en agua caliente (6,22%) y de lignina (28,50%) en relación con la madera sana (8,46%, 5,29% y 23,56% respectivamente).

Ravilla (2011) estudió algunos aspectos de la química de la madera de *P. cembroides, P. johannis, P. maximartinezii* y *P. pinceana,* cuantificando pH (4,09 – 5,63), cenizas (< 0,6%) de las que 90% fueron potasio, calcio y magnesio, contenidos de extraíbles altos especialmente en el duramen; bajo contenido de celulosa (35,5% - 37,9% determinado por hidrólisis de carbohidratos y 34,8% - 37,1% determinado por deslignificación), alto contenido de lignina (28,8% - 31,5% y 32,6% - 36,4%) y alto contenido de hemicelulosas (29,4% - 32,2% y 28,8% - 30,3%), determinó además las hemicelulosas presentes (glucomanana 15,6% - 20,6% y glucuronoxilana 7,2% - 10,2%).

Dada la poca información que se tiene de los componentes químicos de las maderas mexicanas de pino, son necesarios estudios que, además de aportar elementos para su mejor aprovechamiento, permitan establecer interrelaciones con propiedades físicas, mecánicas y tecnológicas de este valioso recurso.

OBJETIVO

Determinar los componentes químicos básicos de la madera de *Pinus leiophylla* Schl. *et* Cham, *P. michoacana* var. *cornuta* Martínez, *P. montezumae* Lamb., *P. oocarpa* Schiede y *P. teocote* Schl. *et*

Cham., procedentes del municipio de Morelia, Michoacán, con el propósito de contribuir al conocimiento químico de los pinos del país.

METODOLOGÍA

Colecta y habilitación del material

La información sobre las especies en estudio, localidad de colecta, respaldo de herbario (Herbario de la Facultad de Biología de la Universidad Michoacana EBUM) y de xiloteca (colección de tablillas de xiloteca de la Facultad de Ingeniería en Tecnología de la Madera) se muestran en la Tabla 1.

De un ejemplar de cada especie en estudio se obtuvo una rodaja de 20 cm de espesor a una altura de 1,30 m. Del material (mezcla de albura y duramen) se obtuvieron tablillas de 1 cm x 6 cm x 10 cm, que fueron astilladas, secadas al aire y molidas en un equipo Wiley. La harina obtenida se clasificó con tamices, para el análisis químico se empleó la fracción que pasó por la malla 40 (425 μm) y que fue retenida en la malla 60 (250 μm). Las determinaciones se realizaron por duplicado.

Análisis químico

pH. La determinación del pH (Moisture pH; MpH) se basó en el método de Sandermann y Rothkamm (1959); 2 g de harina de madera sin extraer se colocaron en un vaso de precipitados con 20 ml de agua destilada, se registró la lectura inicial del pH con un potenciómetro marca HANNA y se volvió a tomar a los 5 minutos, a las 4 horas, a las 24 horas y a las 48 horas de comenzada la medición.

Sustancias inorgánicas. El contenido de estas sustancias se calculó gravimétricamente, después de quemar cuidadosamente 2 g de harina de madera sin extraer en un crisol de níquel, previamente tarado, sobre una placa de calentamiento hasta el cese de desprendimiento de humo, para su posterior calcinación en una mufla a 525 ºC; el proceso se dio por concluido hasta que el crisol tuvo peso constante, el procedimiento y cálculo de las sustancias inorgánicas o cenizas se realizó de acuerdo con la norma T 211 om-93 (TAPPI, 2000a).

Para la identificación de los elementos presentes en las sustancias inorgánicas se realizó su microanálisis en un espectrómetro de Rayos X, acoplado a un microscopio electrónico de barrido marca Jeol modelo JSM- 6400. Las condiciones de operación para los análisis fueron 20 kV y 8,5 segundos, obteniéndose los espectros respectivos en puntos aleatorios eliminándose el carbono y oxígeno que pudieran haber quedado como residuo de los componentes orgánicos.

Solubilidad en sosa. En un matraz se colocaron 2 g de harina de madera y 100 ml de NaOH al 1,0%; se llevaron a digestión en baño de agua durante 60 minutos. Se agitó la harina con una varilla de vidrio durante aproximadamente 5 s en 10 min, 15 min y 25 min después de la colocación en el baño. Al final de la digestión, el material se filtró y lavó con 100 ml de agua caliente, posteriormente se neutralizó en dos etapas con 25 ml de ácido acético al 10% y se lavó nuevamente con agua caliente hasta dejar el material libre de ácido. Finalmente, se secó el filtro y su contenido a 105 ºC hasta obtener peso constante. El proceso y el cálculo de la solubilidad en sosa se efectuó siguiendo la norma T 212 om-98 (TAPPI, 2000b).

Sustancias extraíbles. Para determinar la cantidad total de sustancias extraíbles (T), en 6 g de harina de madera se aplicó una extracción sucesiva sólido-líquido en equipo Soxhlet con 200 ml de los siguientes

Tabla 1. Especies en estudio y datos de colecta e identificación.

Nombre científico	*Nombre común*	*Número de herbario*	*Número de xiloteca*	*Localidad de procedencia*	*Altura total del árbol (m)*	*D.A.P. (cm)*	*Edad aproximada (años)*
P. leiophylla Schl. *et* Cham	Pino chino	H – 4104	T-79	Piedra del Volcán, Ejido Tumbisca	16	34	57
P. michoacana var. *cornuta* Martínez	Pino lacio	H – 4102	T-77	Cañada la Pitaya, Ejido Tumbisca	20	35	88
P. montezumae Lamb.	Pino lacio	H – 4123	T-88	Ejido Potrerillos	24	30	75
P. oocarpa Schiede	Pino trompillo	H – 4146	T-102	El Tizne	14	40	100
P. teocote Schl. *et* Cham	Pino colorado	H – 3984	T-35	Agua Zarca, San Miguel del Monte	14.8	30	75

solventes: ciclohexano (CH), acetona (ACE) y metanol (MET), finalmente, agua caliente bajo reflujo (AC). Los periodos de extracción fueron de cuatro horas. Los solventes se recuperaron en un rotavapor aplicando vacío y el extracto respectivo se colocó en un desecador, con gel de sílice como agente desecante, hasta peso constante. El contenido de extraíbles para cada solvente se calculó dividiendo el peso del extracto anhidro entre el peso de la harina anhidra referido porcentualmente. Los extraíbles totales se calcularon con la suma de los porcentajes de los extraíbles de cada solvente. La harina de madera, después de la extracción sucesiva, se designó como harina libre de extraíbles y se empleó para determinar lignina y holocelulosa.

Holocelulosa. Se cuantificó el contenido de holocelulosa empleando clorito de sodio de acuerdo con el procedimiento de Wise *et al*. (1946). En un vaso de precipitados se vertieron 32 ml de agua destilada a 1 g de harina de madera libre de extraíbles, entonces se adicionaron 0,3 g de clorito de sodio y 2 gotas de ácido acético glacial y la muestra se llevó a un baño de agua a 75 ºC. La adición de clorito de sodio y ácido acético glacial, en las cantidades ya indicadas, se repitió cíclicamente cada hora, por un periodo total de 4 horas. Después de la cloración, la solución fue filtrada, lavada con 100 ml de agua fría, seguida de 10 ml de acetona; el residuo fue llevado a un horno convencional a 40 ºC hasta peso constante. El contenido de holocelulosa se calculó dividiendo el peso del residuo anhidro entre el peso de la harina libre de extraíbles anhidra referido porcentualmente.

Lignina. El contenido de lignina en la harina de madera libre de extraíbles se determinó de conformidad con la técnica Runkel y Wilke (1951). A 1 g de muestra de harina de madera libre de extraíbles se le adicionaron 50 ml de ácido sulfúrico al 72% y 50 ml de ácido bromhídrico al 40%, agitándola y dejándola reposar por 2 horas. Posteriormente, se le agregaron 200 ml de agua destilada y se llevó a ebullición por 5 minutos. Finalmente, se filtró en embudos Büchner y las muestras se lavaron en repetidas ocasiones hasta eliminar los residuos de ácido. Para finalizar se llevaron a peso constante en un horno a 103 ºC. El contenido de lignina se calculó dividiendo el peso de la muestra anhidra entre el peso de la harina libre de extraíbles anhidra referido porcentualmente.

Determinación de taninos. Para esta determinación se emplearon 5 g de harina de madera de mallas 40 y 60. Cada muestra fue colocada en un matraz Erlenmeyer en un baño de agua con una relación sólido-líquido de 1/15 empleando agua destilada, a una temperatura de 87 ºC, durante 120 minutos (Pedraza, 2006). Posteriormente se enfrió y filtró, el extracto se aforó con agua destilada en un matraz de 100 ml. El extracto total (cantidad de sólidos solubles) se determinó gravimétricamente depositando 50 ml en un crisol de porcelana y llevado a un horno a 105 ºC hasta peso constante. Los 50 ml restantes se tomaron para la determinación del número de Stiasny; esta solución se mezcló con 10 ml de formaldehído concentrado en medio ácido (5 ml de HCl concentrado). La mezcla se mantuvo en ebullición bajo reflujo por 30 minutos. El precipitado obtenido se filtró con vacío en un filtro de vidrio (previamente secado y tarado) y se lavó con agua destilada. Luego, se llevó a peso constante en un horno a 103 ºC. Tanto el contenido de sólidos del extracto total como el número de Stiasny se calculó gravimétricamente dividiendo el peso del residuo entre el peso inicial de la muestra y se expresó en porcentaje. El porcentaje de taninos condensados en la madera se calculó multiplicando el número de Stiasny en fracción por el rendimiento en sólidos obtenidos en cada extracto.

Tabla 2. Componentes químicos de cinco especies de pino.

Determinación	*P. leiophylla*	*P. michoacana*	*P. montezumae*	*P. oocarpa*	*P. teocote*	*P*
pH	4,2 (±0,0)a	4,0 (±0,0)a	4,4 (±0,0)b	4,0 (±0,1)a	4,1 (±0,1)a	*
Sustancias inorgánicas[1]	0,3 (±0,0)a	0,3 (±0,0)a	0,3 (±0,0)a	0,3 (±0,0)a	0,3 (±0,0)a	ns
Solubilidad a la sosa[1]	25,4 (±0,7)a	17,9 (±1,9)b	22,5 (±0,6)a	24,5 (±0,6)a	22,4 (±0,7)a	*
Extraíbles T [1]	8,2 (±0,3)a	8,1 (±0,2)a	7,6 (±0,4)a	8,0 (±0,5)a	8,2 (±0,3)a	ns
CH[1]	1,9 (±0,1)a	1,7 (±0,2)a	1,8 (±0,0)a	1,6 (±0,0)a	1,6 (±0,1)a	ns
ACE[1]	1,7 (±0,3)a	2,1 (±0,1)a	1,6 (±0,2)a	2,1 (±0,2)a	2,1 (±0,2)a	ns
MET[1]	1,7 (±0,2)a	1,6 (±0,6)a	1,7 (±0,1)a	1,9 (±0,1)a	1,7 (±0,4)a	ns
AC[1]	2,9 (±0,2)a	2,7 (±0,2)a	2,5 (±0,4)a	2,5 (±0,7)a	2,8 (±0,0)a	ns
Holocelulosa[2]	69,2 (±0,4)ac	73,0 (±1,6)bc	68,1 (±1,1)a	74,7 (±1,3)b	71,5 (±0,4)abc	*
Lignina[2]	28,5 (±1,0)b	25,0 (±0,5)a	24,0 (±0,4)a	24,7 (±0,0)a	25,3 (±0,1)a	*

[1] Componentes en porcentaje basados en el peso anhidro. [2] Componentes en porcentaje basados en el peso anhidro libre de extraíbles. T: totales, CH: ciclohexano, ACE: acetona, MET: metanol, AC: agua caliente. Se muestra la media (± desviación estándar). *P*: probabilidades límites en ANOVA con un factor (especie). *: $P < 0{,}05$; ns: $P > 0{,}05$. Letras distintas en una misma fila indican diferencias significativas (Tukey, $P < 0{,}05$).

Análisis estadísticos

Para establecer la significancia de las diferencias entre las especies, los valores de los componentes químicos obtenidos fueron sometidos a análisis de varianza y a la prueba de Tukey para comparar parejas de medias de los tratamientos (especies). Para los valores de taninos se trabajó con un diseño factorial 5x2, donde los factores cualitativos a analizar fueron el tipo de material (harina de madera de la especie de pino) y el tamaño de partícula de este material. El valor de probabilidad alfa, establecido para calificar como significativas a las diferencias encontradas en las fuentes de variación, fue de 0,05. Los resultados obtenidos se procesaron mediante el software Statistica ver. 7.0.

RESULTADOS

Los resultados promedio y la desviación estándar de los componentes químicos para cada una de las especies de pino estudiadas se muestran en la tabla 2. En esta tabla, las letras minúsculas representan la comparación entre especies (columnas), los valores con la misma letra indican que no existe diferencia significativa (P > 0,05). Las sustancias inorgánicas determinadas por espectroscopia de rayos x se muestran en la tabla 3.

Finalmente, los resultados de los rendimientos promedio y desviación estándar del extracto total, del número de Stiasny y de los taninos condensados se presentan en la tabla 4. En esta tabla las letras minúsculas representan la comparación entre especies (columnas) y las letras mayúsculas representan la comparación entre tamaño de partícula (malla 40 y malla 60) para cada variable (extracto total, número de Stiasny y taninos condensados). Para ambos casos, los valores con la misma letra indican que no existe diferencia significativa (P > 0,05), ya sea entre especies o entre tamaño de partícula. En las tablas 5, 6 y 7 se muestran los análisis de varianza para cada una de las variables de estudio.

DISCUSIÓN

pH. El valor de pH para las cinco especies estudiadas fue moderadamente ácido (Tabla 2), encontrándose diferencia significativa (P < 0,05) entre el pH de *P. montezumae* (4,4) y el pH del resto de las maderas. Los valores pH obtenidos en este estudio son ligeramente más ácidos que los reportados en madera de 6 pinos mexicanos: de 4,09 a 5,63 en albura y de 4,26 a 5,23 (Rutiaga, 2001; Revilla, 2011) y aún más ácidos que en pinos europeos (pH de 4,9 a 6,0) (Fengel y Wegener, 1989). Esta variación se debe a que el grado de acidez de la madera se ve afectado por la localización en el árbol de la madera analizada, la estación, los factores climáticos, la cantidad y el tipo de extraíbles, y por la presencia de grupos ácidos y ácidos libres. El pH moderadamente ácido en las maderas en estudio puede afectar su utilización: en contacto con metales puede corroer, también se puede ver afectada la fijación de sustancias preservantes, el fraguado de los adhesivos, la fabricación de tableros y productos plastificados y el proceso de pulpeo (Fengel y Wegener, 1989; Poblete *et al.*, 1991; Poblete y Roffael, 2004).

Sustancias inorgánicas. El contenido de sustancias inorgánicas fue de 0,3% en las especies en estudio (Tabla 2), por lo que no se encontró diferencia significativa en esta determinación (P = 0,3453). El resultado aquí obtenido es cercano al reportado para *P. sylvestris* (0,27%) (Balaban y Yilgör, 1995) y para *P. pringlei* (0,34%) (Ávila, 2011), mayor al encontrado en duramen (0,08%) y en albura (0,16%) en *P. pseudostrobus* (Rutiaga, 2001), y menor al rango indicado por Revilla (2011) para 5

Tabla 3. Elementos inorgánicos (en porcentaje) en las maderas de pino.

Elemento	*P. leiophylla*	*P. michoacana*	*P. montezumae*	*P. oocarpa*	*P. teocote*
Magnesio	13,8	10,8	15,5	18,8	13,6
Manganeso	nd	1,6	nd	nd	5,9
Fósforo	2,8	nd	2,8	2,0	3,0
Potasio	32,8	26,5	29,6	21,7	22,5
Calcio	39,5	53,8	48,7	54,3	50,1
Sodio	4,8	3,9	2,0	nd	2,5
Silicio	nd	nd	nd	1,0	1,0
Azufre	6,2	3,7	1,4	2,2	1,5

nd = no detectado

Tabla 4. Contenido de taninos en porcentaje.

	TP	*P. leiophylla*	*P. michoacana*	*P. montezumae*	*P. oocarpa*	*P. teocote*
ET	malla 40	1,3 (±0,0)cB	1,3 (±0,1)bB	1,4 (±0,1)bB	1,6 (±0,0)cB	2,0 (±0,1)aB
	malla 60	1,9 (±0,1)cA	1,4 (±0,1)bA	1,4 (±0,0)bA	1,7 (±0,0)cA	2,0 (±0,0)aA
NS	malla 40	5,3 (±0,7)bA	8,6 (±0,3)aA	6,0 (±0,0)bA	5,6 (±0,5)bA	3,7 (±0,2)cA
	malla 60	6,1 (±0,7)bA	8,6 (±0,2)aA	5,9 (±0,1)bA	4,5 (±0,0)bA	3,6 (±0,3)cA
TC	malla 40	0,07 (±0,0)bB	0,11 (±0,0)aB	0,08 (±0,0)bB	0,09 (±0,0)bB	0,07 (±0,0)cB
	malla 60	0,11 (±0,0)bA	0,12 (±0,0)aA	0,08 (±0,0)bA	0,08 (±0,0)bA	0,07 (±0,0)cA

TP: tamaño de partícula, ET: extracto total, NS: número de Stiasny, TC: taninos condensados, Se muestra la media (± desviación estándar), Factores: especie y tamaño de partícula, Letras minúsculas distintas en una misma fila indican diferencias significativas en la especie, letras mayúsculas distintas en cada determinación indican diferencias significativas en el tamaño de partícula (Tukey, $P < 0,05$).

Tabla 5. Análisis de varianza del extracto total.

Fuente de variación	*Suma de cuadrados*	*Grados de libertad*	*Cuadrados medios*	*F*	*P*
Especie	1,06313	4	0,26578	72,4	0,0000
Tamaño de partícula	0,11250	1	0,11250	30,7	0,0002
Especie*tamaño de partícula	0,19135	4	0,04784	13,0	0,0006
Error	0,03670	10	0,00367		

Tabla 6. Análisis de varianza del número de Stiasny.

Fuente de variación	*Suma de cuadrados*	*Grados de libertad*	*Cuadrados medios*	*F*	*P*
Especie	52,7345	4	13,1836	89,5	0,0000
Tamaño de partícula	0,0353	1	0,0353	0,2	0,6351
Especie*Tamaño de partícula	1,8588	4	0,4647	3,2	0,0639
Error	1,4726	10	0,1473		

Tabla 7. Análisis de varianza de taninos condensados.

Fuente de variación	*Suma de cuadrados*	*Grados de libertad*	*Cuadrados medios*	*F*	*P*
Especie	0,003868	4	0,000967	25,9	0,0000
Tamaño de partícula	0,000258	1	0,000258	6,9	0,0252
Especie*Tamaño de partícula	0,001707	4	0,000427	11,4	0,0009
Error	0,000373	10	0,000037		

pinos mexicanos (0,39%   0,52%); sin embargo, los resultados se encuentran dentro del rango porcentual (0,1% – 0,8%) reportado para algunas especies de pino extranjeras (Fengel y Wegener, 1989; González, 2005; Rodríguez, 2005; Fonseca, 2006). En cuanto a la variabilidad de estos componentes en el árbol, González (2005) y Fonseca (2006) determinaron que no existe diferencia significativa del contenido de sustancias inorgánicas a tres alturas del fuste, cuando analizaron nueve ejemplares de *P. oocarpa* (0,2% – 0,6%) y *P. maximinoi* (0,1% – 0,7%) respectivamente. Por su parte, Rodríguez (2005) reporta un mayor contenido en la parte alta (0,5%) que en la parte baja (0,3%) en nueve ejemplares de *P. pseudostrobus*.

El resultado del microanálisis de las cenizas, mediante rayos X, indica que los elementos encontrados en mayor proporción son calcio, potasio y magnesio (Tabla 3); estos elementos son los principales componentes de las sustancias inorgánicas en la madera (Fengel y Wegener, 1989), también reportados en otros pinos mexicanos en ese orden de importancia (Rutiaga, 2001; Revilla, 2011) y mayor proporción de magnesio que potasio en *P. pringlei* (Ávila, 2011). En este estudio, el silicio sólo se encontró en *P. oocarpa* (1,0%) y *P. teocote* (1,0%); algunos autores consideran que una concentración de entre 1,0% y 3,0% representa problemas para la transformación de la madera, principalmente en el desafilado de las herramientas de corte (Honorato y Hernández, 1998), siendo la rapidez de desafilado en la sierra banda en función del contenido de silicio en la madera (Kirlov, 1980). No obstante, la cantidad de este elemento químico detectada en las maderas señaladas puede considerarse de bajo impacto en el desafilado de herramientas de corte al procesar este material.

Solubilidad a la sosa. Los resultados obtenidos muestran que *P. michoacana* tiene baja solubilidad en sosa (17,9%) y resultó ser estadísticamente significativa ($P < 0,05$) con respecto a las otras cuatro especies estudiadas (Tabla 2). Los extraíbles solubles en sosa pueden ser carbohidratos de bajo peso molecular, principalmente hemicelulosas, los que están relacionados con el grado de pudrición por hongos o el deterioro por calor, luz u oxidación (TAPPI T 212 om-98), esto podría indicar que la madera de *P. michoacana* es más resistente al deterioro en comparación con las demás maderas. Los valores obtenidos para todas las especies en estudio se encuentran por arriba del contenido reportado en la literatura para diferentes especies de pino, de 11% – 16% (Rowell, 2005; Ávila, 2011).

Sustancias extraíbles. De acuerdo con los resultados obtenidos (Tabla 2) no se presentó diferencia significativa ($P = 0,5537$) para los extractos totales de las especies, ni para los diferentes solventes (ciclohexano $P = 0,1355$, acetona $P = 0,2057$, metanol $P = 0,9999$, agua caliente $P = 0,9999$). La mayor solubilidad de la madera se logró con agua caliente. Los rendimientos alcanzados son ligeramente superiores al rango encontrado por otros autores para especies de pino (2,4% – 7,7%) (Fengel y Wegener, 1989; Rodríguez, 2005; Fonseca, 2006), e inferiores a los calculados en *P. oocarpa* (10,89%) (González, 2005), duramen de *P. pseudostrobus* (13,2%) (Rutiaga, 2001) y albura y duramen de *P. cembroides, P. maximartinezii, P. johannis* y *P. pinceana* (11,5% – 33,7%) (Revilla, 2011). La relación entre el contenido de extraíbles y las propiedades físicas y tecnológicas dependen del contenido de extraíbles, de su tipo y de su localización; por un lado, en algunas especies pueden aumentar la estabilidad dimensional y la resistencia mecánica; por el otro, pueden disminuir el punto de saturación de la fibra y el contenido de humedad en equilibrio y afectar otras propiedades tecnológicas (Poblete *et al.*, 1991; Ávila y Herrera, 2012).

Holocelulosa. Se encontró diferencia significativa (P < 0,05) en el contenido de holocelulosa en las especies estudiadas: *P. montezumae* presentó un valor relativamente bajo (68,1%), pero dentro del rango de 63,6 al 68,7% determinado en pinos mexicanos (Rutiaga, 2001; Ávila, 2011; Revilla, 2011). Para el resto de los pinos en estudio, el contenido de carbohidratos fue relativamente alto (69,2% – 74,7%) (Tabla 2). Los valores determinados se encuentran en el rango reportado en la literatura para maderas de coníferas (64,0 – 82,5%) (Fengel y Wegener, 1989; Rowell, 2005).

Lignina. El valor más alto de lignina Runkel lo presentó *P. leiophylla* (28,5 %) con diferencia estadísticamente significativa (P < 0,05) respecto al resto de las especies estudiadas (Tabla 2); este valor es cercano al publicado para duramen de *P. pseudostrobus* (27,6%), pero ligeramente mayor al encontrado en albura de esta misma especie (26,6%) (Rutiaga, 2001). Los contenidos de lignina de las especies en estudio se encuentran dentro del intervalo de lignina Klason publicado para maderas de pino mexicanas (23,6% – 31.2%) (Ávila, 2011; Revilla 2011) y para maderas de pino extranjeras (22,0% – 35,0%) (González, 2005; Rodríguez, 2005; Rowell, 2005; Fonseca, 2006). En este estudio se encontró que el contenido de lignina Runkel en *P. oocarpa* fue menor (24,7%) al determinado para esta misma especie por González (2005), pero por el método Klason (28,1% – 30,4%), lo que pudiera explicar la variación encontrada. González (2005) y Fonseca (2006) determinaron que no hay diferencia significativa para los contenidos de lignina a tres alturas del árbol en *P. oocarpa* y *P. maximinoi,* contrario a lo encontrado en *P. pseudostrobus* (Rodríguez, 2005). Se conoce que el contenido de lignina desempeña un papel importante en el comportamiento de la madera ante los cambios dimensionales por variaciones en el contenido de humedad (Bárcenas y Dávalos, 1999); así, la baja contracción máxima (radial 1,6%, tangencial 2,0%) encontrada para la madera de *P. leiophylla* (Herrera y Bocanegra, 1996) pudiera explicarse por su alto contenido de lignina (Tabla 2), comparada con la contracción, relativamente alta publicada para las maderas de *P. montezumae* (radial 5,0%, tangencial 6,6%), de *P. oocarpa* (radial 3,3%, tangencial 4,4%) (Herrera y Bocanegra, 1996) y para *P. michoacana* (radial 3,1%, tangencial 6,9%) (Sotomayor *et al.*, 2010), en cuyo caso la concentración de lignina aquí determinada en estas maderas es menor al encontrado en *P. leiophylla* (Tabla 2).

Taninos. Debido a la mayor penetración del solvente en partículas más pequeñas, el contenido de extractos totales muestra mayores rendimientos con la partícula retenida en la malla 60 (P < 0,05) y respecto a la especie se encontró mayor contenido en *P. teocote* (P < 0,05) (Tabla 4); asimismo, la interacción entre los dos factores: especie y tamaño de partícula también fue significativo (P < 0,05) (Tabla 5). El número de Stiasny fue mayor en la madera de *P. michoacana* (8,6%) y menor para *P. teocote* (3,6%) considerando que esta última especie presentó el mayor rendimiento de extractos totales. Los valores fueron significativos para el factor especie (P < 0,001), no así para el factor tamaño de partícula (P = 0,6351) ni para la interacción entre los factores especie y tamaño de partícula (P = 0,0639) (Tabla 6). La determinación del número de Stiasny es importante al indicar qué porcentaje de los extraíbles obtenidos tienen la capacidad de reaccionar con el formaldehído, lo que indirectamente se relaciona con la posibilidad de obtener taninos para uso industrial (Poblete y Roffael, 2004). En cuanto al contenido de taninos condensados, se presentó diferencia significativa en el factor especie (P < 0,05), en el tamaño de partícula (P < 0,05) y en la interacción de los factores especie y tamaño

de partícula ($P < 0,05$) (Tabla 7). Debido a que, en general, las cortezas contienen mayor contenido de polifenoles que la madera, en este estudio se obtuvieron valores menores que los encontrados por Rosales y González (2003) para los extractos acuosos de las cortezas de *P. leiophylla* (80,0% número de Stiasny y 5,88% de taninos condesados) y *P. teocote* (57,4% y 3,02% respectivamente).

CONCLUSIONES

La composición química básica, determinada en la mezcla de madera de albura y duramen, para las cinco especies de pino, coincide en general con datos de la literatura para maderas de pino mexicanas y extranjeras, aun cuando este estudio solamente se realizó con un árbol por especie. Los contenidos de los principales componentes químicos variaron de 4,0 a 4,4 para el pH; 0,3% de cenizas en todas las especies, con mayor presencia de calcio, potasio y magnesio; de 17,9% a 25,4% de solubilidad a la sosa; de 7,6% a 8,2% de extraíbles totales, en la extracción secuencial la mayor solubilidad se presentó con agua caliente, y en proporciones similares fue para ciclohexano, acetona y metanol; de 68,1% a 74,7% de holocelulosa, de 24,0% a 28,5% de lignina. El valor pH, la solubilidad en sosa, la holocelulosa y la lignina presentaron una variación estadística significativa ($P < 0,05$) entre especies.

Para el porcentaje de extracto total y de taninos condensados se encontró efecto significativo entre especies, tamaño de partícula y en la interacción entre especie – tamaño de partícula, mientras que para el número de Stiasny sólo hubo diferencia significativa para la especie. La madera de *P. michoacana* presentó el número de Stiasny y el porcentaje de taninos condensados más alto, por el contrario, la madera de *P. teocote* presentó los porcentajes más bajos, incluso cuando esta especie arrojó el extracto total mayor.

RECONOCIMIENTOS

Se agradece a la Coordinación de la Investigación Científica de la Universidad Michoacana el apoyo al Proyecto CIC-JGRQ-21.3, dentro de la cual se desarrolló este estudio. Al maestro en ciencias Xavier Madrigal Sánchez y a la bióloga Lydia I. Guridi Gómez la donación del material de estudio del proyecto “Los árboles del municipio de Morelia, Michoacán, México” Conacyt-UMSNH y la información de los datos de colecta.

REFERENCIAS

Ambriz Parra, J.E., L.I. Guridi-Gómez, G.I. Martínez-Sánchez y T. Ochoa-Álvarez. 2002. Anatomía de la madera e índices de calidad de pulpa de dos variedades de pino lacio (*Pinus michoacana* var. *michoacana* Martínez y *Pinus michoacana* var. *cornuta* Martínez) de un bosque de pino-encino del municipio de Morelia, Michoacán, México. Ciencia y Tecnología de la Madera 7:2-16.

Aquino-González, L.V., J. Rodríguez-Ramírez, L.L. Méndez-Lagunas y S. Sandoval-Torres. 2010. Evaluación de programas de secado para madera de chalamite (*Pinus pseudostrobus*). Madera y Bosques 16(2):35-46.

Ávila Calderón, L.E.A. 2011. Evaluación de los componentes químicos básicos de la madera de *Pinus pringlei* infectada por el muérdago *Psittacanthus macrantherus*. Ciencia Nicolaita 54:7-16.

Ávila, L.E. y M.A. Herrera. 2012. Efecto de los extraíbles en tres propiedades

físicas de la madera de *Enterolobium cyclocarpum* procedente de Michoacán, México. Bosque 33(2):115-120.

Balaban, M. y N. Yilgör. 1995. The acidity of heartwoods and softwoods grown in Turkey. Holz als Roh- und Werkstoff. 53:332.

Bárcenas-Pazos, G. y R. Dávalos-Sotelo. 1999. Efecto de la lignina en las contracciones de la madera, revisión bibliográfica. Madera y Bosques 5(1):13-26.

Cruz de León, J. y J.E. Ambriz-Parra. 2004. Impregnación de madera en autoclave con sales de cobre, cromo y arsénico por el método Bethell. Ciencia Nicolaita 37:177-188.

Fengel, D. y G. Wegener. 1989. Wood: chemistry, ultrastructure, reactions. Walter de Gruyter. Berlín. 613 p.

Fonseca M., M.R. 2006. Determinación de la composición química de la madera de pino candelillo (*Pinus maximinoi* H. E. Moore) procedente de la finca Río Frío, Tactic, Alta Verapaz. Tesis profesional. Escuela de Ingeniería Química. Universidad de San Carlos de Guatemala. Guatemala. 125 p.

González Pimentel, M.R. 2005. Determinación de la composición química de la madera del pino ocote (*Pinus oocarpa* Schiede ex Schltdl) procedente de plantación en Cucanjá, Tucurú, Alta Verapaz. Tesis profesional. Escuela de Ingeniería Química. Universidad de San Carlos de Guatemala. Guatemala. 110 p.

Herrera Ferreyra, M.A. y S. Bocanegra-Ojeda. 1996. Características físico-mecánicas de la madera de 15 especies del municipio de Morelia. Ciencia y Tecnología de la Madera 10:3-11.

Honorato Salazar, A. y J. Hernández Pérez. 1998. Determinación de componentes químicos de la madera de cinco especies de encino del estado de Puebla. Madera y Bosques 4(2):79-93.

Kirlov, A. 1980. Toward the re-appraisal of the influence of basic wood characteristics on sawblade potential. Holz als Roh- und Werkstoff. 38:145-149.

Madrigal Sánchez, X. y L.I. Guridi-Gómez. 2002. Los árboles silvestres del municipio de Morelia, Michoacán, México. Ciencia Nicolaita. 33:29-58.

Ochoa Álvarez, M.T. 2003. Características anatómicas mesurables e índices de calidad de pulpa de la madera de 11 especies de pino del municipio de Morelia, Michoacán. Tesis profesional. Facultad de Ingeniería en Tecnología de la Madera. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Morelia, Michoacán, México. 54p.

Olvera-Coronel, P. 1981. Anatomía de la madera de 7 especies del género *Pinus*. Boletín técnico núm. 71. Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, México. 11p.

Olvera-Coronel, P. 1985. Características anatómicas de 7 especies del género *Pinus*. Boletín técnico núm. 126. Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, México. 73p.

Ortega-Escalona, E. 2001. Densidad básica y longitud de traqueidas en la madera de cinco familias de *Pinus patula* Schltdl. & Cham. en dos sitios del estado de Veracruz, México. Ciencia y Tecnología de la Madera 2(5):21-41.

Pedraza Bucio, F.E. 2006. Composición química de la corteza de cuatro especies de eucalipto y evaluación de las propiedades de sus extractos tánicos. Tesis de Maestría. Facultad de Ingeniería en Tecnología de la Madera. Universidad Michoacán de San Nicolás de Hidalgo. Morelia, Michoacán, México. 136p.

Poblete, H., S. Rodríguez y M. Zárate. 1991. Extraíbles de la madera, sus características y efectos sobre la utilización de esta materia prima. Publicación docente núm. 34. Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 51 p.

Poblete, H. y E. Roffael. 2004. Acidez de la corteza de algunas especies nativas chilenas. Bosque 25(3):73-78.

Revilla González, E. 2011. Química de la madera de cuatro pinos mexicanos de la subsección cembroides. Tesis profesional. Programa académico de Ingeniero Forestal Industrial. Universidad Autónoma Chapingo. México. 92 p.

Rodríguez, L. M. E. 2005. Determinación de los componentes químicos de la madera de pino blanco (*Pinus pseudostrobus* Lindl.) proveniente de la finca Las Victorias, Patzún, Chimaltenango. Tesis profesional. Escuela de Ingeniería Química. Universidad de San Carlos de Guatemala. Guatemala. 90 p.

Rojas G., F. y L. Villers R. 2005. Comparación de dos métodos para estimar la densidad de la madera de *Pinus hartwegii* Lindl. del Volcán La Malinche. Madera y Bosques 11(1):63-71.

Rosales-Castro, M. y R.F. González-Laredo. 2003. Comparación del contenido de compuestos fenólicos en la corteza de ocho especies de pino. Madera y Bosques 9(2):41-49.

Rowell, R. 2005. Handbook of wood chemistry and wood composites. Taylor & Francis. United States of America. 473 p.

Runkel, Roh y K.D. Wilke. 1951. Zur Kenntnis des thermoplastischen Verhaltens von Holz. Holz Roh Werkstoff. 9:260-270.

Rutiaga Quiñones, J.G. 2001. Chemische und biologische Untersuchungen zum Verhalten dauerhafter Holzarten und iher Extrakte gegenüber holzabbuenden Pilzen. Buchverlag Gräfelfing. Müchen. 201 S.

Sánchez-González, A. 2008. Una visión actual de la diversidad y distribución de los pinos de México. Madera y Bosques 14(1):107-120.

Sandermann, W. y M. Rothkamm. 1959 Über die Bedeutung der pH-Werte von Handelshölzern und deren Bedeutung fur die Praxis. Holz als Roh- und Werkstoff. 17:433-440.

Semarnat (Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales). 2012. Anuario estadístico de la producción forestal 2011. [Internet]. Disponible en: http://www.semarnat.gob.mx/temas/gestionambiental/forestalsuelos/Anuarios/ANUARIO_2011. Fecha de acceso: 17/02/2013.

Silva-Arredondo, F.M. y J.J. Návar-Cháidez. Estimación de la densidad de madera en árboles de comunidades forestales templadas del norte del estado de Durango, México. Madera y Bosques 18(1):77-88.

Sotomayor-Castellanos, J.R., L.J. García-Mariscal, C.E. Moya-Lara y J.B.

Olguín-Cerón. 2010. Higroscopía y anisotropía de la madera de *Pinus michoacana*, *Pinus douglasiana* y *Pinus pringlei*. Investigación e Ingeniería de la Madera 6(3):3-32.

Technical Association for the Pulp and Paper Industries (TAPPI). 2000a. Ash in wood, pulp, paper and paperboard: combustion at 525°C. TAPPI Test method T 211 om-93. TAPPI Press. Atlanta, Georgia. EUA. 4 p.

Technical Association for the Pulp and Paper Industries (TAPPI). 2000b. One percent sodium hydroxide solubility of wood and pulp. TAPPI Test method T 212 om-98. TAPPI Press. Atlanta, Georgia. EUA. 4 p.

Wise L.E., M. Murphy y A.A. D'Addieco. 1946. Chlorite holocellulose, its fractionation and bearing on summative wood analysis and on studies on the hemicelluloses. Pap. Trade J. 122 (3):35-43.

Manuscrito recibido el 13 de marzo de 2012.
Aceptado el 26 de febrero de 2013.

Este documento se debe citar como:
Bernabé-Santiago, R., L.E. Ávila-Calderón y J.G. Rutiaga-Quiñones. 2013. Componentes químicos de la madera de cinco especies de pino del municipio de Morelia, Michoacán. Madera y Bosques 19(2):21-35.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Análisis espacio-temporal de la ocurrencia de incendios forestales en Durango, México

Spatial-temporal analysis of fire occurrence in Durango, Mexico

Gustavo Pérez-Verdín[1]*, Marco Antonio Márquez-Linares[1], Armando Cortés-Ortiz[1] y Maricela Salmerón-Macías[1]

RESUMEN

Los incendios forestales representan un gran problema en la pérdida de biodiversidad, en la emisión de gases efecto invernadero y en la modificación de los flujos hídricos. En México, los incendios son causados en su mayoría por la acción del hombre, por lo que factores como la accesibilidad, distancia a caminos y poblados, entre otros, influyen en su frecuencia y distribución. Utilizando una base de datos de la Conafor, periodo 2000-2011, se realizó un análisis espacio-temporal de la ocurrencia de los incendios forestales en Durango, uno de los estados con mayor afectación en el país. Se utilizó el índice de Moran para determinar un patrón de distribución espacial y se hizo un análisis de estacionalidad y autocorrelación temporal utilizando los datos colectados. Para determinar los factores más importantes que inciden en el tamaño de los incendios, se aplicó la regresión geográficamente ponderada cuya característica principal es la asignación de niveles de importancia (peso geográfico) en función de la distancia. Los resultados indican que los incendios forestales se distribuyen de manera agregada, son no-estacionarios y no están correlacionados temporalmente. El tamaño de los incendios se manifiesta de acuerdo con la densidad de población y vías de acceso, lo que confirma la importancia del factor antropogénico en la magnitud de estos eventos. Bajas precipitaciones y altas temperaturas son factores climáticos que también afectan en gran medida la ocurrencia de los incendios. De manera general y considerando el factor antropogénico, se requieren más apoyos en educación y capacitación para reducir los efectos del fuego.

PALABRAS CLAVE:
Autocorrelación, estacionalidad, regresión por pesos geográficos, regímenes de propiedad, bosques de clima templado.

ABSTRACT

Forest fires affect biodiversity, increase emission of greenhouse gasses, and modify hydrological flows. In Mexico, fires are mostly caused by humans and factors like road accessibility, distance to towns, among others are commonly associated with their frequency and distribution. Using a Conafor database collected from 2000 to 2011, a spatial-temporal evaluation of fire occurrence was made in Durango, one of the most affected states in the country. The spatial analysis was performed using a Moran index while the temporal analysis was done through the analysis of stationary and autocorrelation coefficients. A Geographically Weighted Regression was used to determine the most important factors that affect fire size. Results indicate that fires follow an aggregated distribution and are no-stationary temporally. Fire size is strongly influenced by road density and access, which confirms the importance of the anthropogenic factors. Low precipitation and high temperatures are also climatic drivers of fire size. Overall, considering the anthropogenic factor, more support is necessary to increase education and public awareness of fire effects.

KEYWORDS:
Autocorrelation, stationarity, Geographically Weighted Regression, property regimes, temperate forests.

1 Instituto Politécnico Nacional. CIIDIR Durango. Sigma 119, Fracc. 20 de Nov. II. Durango, Dgo.
* Autor para correspondencia: guperezv@ipn.mx

INTRODUCCIÓN

Los incendios forestales en bosques de clima templado frío pueden ser por un lado uno de los agentes más destructivos, pero por otro pueden ser uno de los factores más positivos que contribuyen al establecimiento y desarrollo de la vegetación forestal (Oliver y Larson, 1996; Rodríguez-Trejo y Fulé, 2003). Cuando los regímenes son alterados, los incendios forestales contribuyen a la emisión de gases efecto invernadero, estimulan la aparición de especies invasivas, modifican el flujo de agua y son de gran riesgo para la biodiversidad y la vida humana (Shlisky *et al.*, 2007). Combinados con otros agentes climáticos, como sequías prolongadas y fuertes vientos, los efectos de los incendios son tan devastadores que la recuperación de las áreas toma grandes periodos de tiempo. La exclusión del fuego, o la ausencia total del uso del fuego en áreas forestales por periodos prolongados, también es un factor que contribuye a la generación de incendios forestales de gran magnitud debido a la acumulación de material combustible (Oliver y Larson, 1996). En su aspecto positivo, los incendios forestales son de gran importancia para muchas coníferas y latifoliadas, ya que influyen en la regeneración, reproducción, competencia, nutrición, aclareo, saneamiento y sucesión de ciertas especies forestales (Oliver y Larson, 1996). Algunas especies intolerantes de pinos requieren por ejemplo de la presencia del fuego para expeler la semilla que se encuentra en sus órganos reproductivos, abrir espacios del estrato superior o limpiar el mantillo orgánico del suelo para favorecer la germinación (Rodríguez-Trejo y Fulé, 2003).

En México, la mayoría de los incendios forestales se presentan en la primavera y el periodo de ocurrencia se extiende hasta que la vegetación, estimulada por las primeras lluvias, reinicia su periodo de crecimiento y desarrollo (Rodríguez-Trejo y Fulé, 2003; Alanís-Rodríguez *et al.*, 2008). La ocurrencia de los incendios depende de muchas variables climatológicas y topográficas (precipitación, altitud, humedad, temperatura y exposición, entre otras) que dependen a su vez de la variabilidad temporal (Drury y Veblen, 2008) y por lo general no tienen un patrón de distribución espacial aleatorio (Ávila *et al.*, 2010a). Normalmente, años húmedos dan origen a la formación de una densa y rica cobertura vegetal que eventualmente es el combustible ideal para la ocurrencia de incendios terrestres de mediana a relativamente alta intensidad en el año seco siguiente (Fulé y Covington, 1999). De la misma manera, las áreas con orientación norte y de alta elevación tienen menor riesgo de presencia de incendios, mientras que aquellas con orientación sur y suroeste generalmente son más susceptibles a la presencia de incendios (Fulé y Covington, 1999).

Las actividades humanas son un factor muy importante que ha influido en la ocurrencia de los incendios forestales en muchas partes de México (Ávila *et al.*, 2010b). Muchos agricultores utilizan el fuego como la principal herramienta para limpiar los terrenos que son utilizados a su vez para el cultivo de productos básicos como el maíz y frijol o para propiciar el rebrote de pastizales. El mal uso del fuego frecuentemente genera la dispersión de grandes y severos incendios que no sólo destruyen la flora y fauna silvestre, sino que además afectan directamente a la población en general (Rodríguez-Trejo y Fulé, 2003). Cuando el fuego es usado recurrentemente en las mismas áreas se genera una baja acumulación de material combustible y da origen a incendios de baja intensidad. En contraste, cuando se presentan en áreas grandes y dispersas y de manera esporádica, hay grandes posibilidades de que se generen incendios de moderada a alta intensidad capaces de eliminar completamente la cobertura arbórea (Fulé y Covington, 1999).

El objetivo general de este estudio es hacer un análisis espacio-temporal de los incendios presentados en el estado de Durango en el periodo 2000-2011. El enfoque en Durango se debe a los grandes impactos que tienen los incendios en esta entidad. De acuerdo con las estadísticas de la Comisión Nacional Forestal (Conafor), en ese periodo se quemaron alrededor de 136 000 ha, lo que lo posiciona como uno de los cuatro estados con mayor afectación en el país. De la misma manera, a nivel nacional la superficie promedio por incendio fue de 31 ha por incendio, mientras que en Durango la superficie promedio fue de 72 ha por incendio, con algunos extremos hasta de 300 ha por evento. Estas cifras sugieren que los incendios en Durango, a diferencia de otras entidades, se presentan en menor número pero son más difíciles de controlar. Algunos factores que pueden explicar estas diferencias son la difícil accesibilidad, topografía, clima y, desde luego, la interacción del hombre con el bosque. De manera particular, el estudio trató de evaluar los patrones de distribución de los incendios en este periodo y la influencia de la estacionalidad temporal, así como identificar las variables más importantes que influyen en el tamaño de los incendios. Se hipotetiza que la magnitud de los incendios está fuertemente influenciada por la precipitación, temperatura y otros factores de carácter antropogénico como la cercanía a caminos y poblados.

METODOLOGÍA

Para llevar a cabo estudios que simultáneamente integren el tiempo y espacio de fenómenos como los incendios forestales, se requiere el conocimiento de estadísticas no convencionales y la información de series de tiempo. Por un lado, las técnicas estadísticas convencionales, con las cuales se asume que las observaciones son independientes, generalmente no aplican al análisis espacial debido a la gran similitud que existe entre puntos o polígonos vecinos (Burt y Barber, 1996). La similitud entre vecinos y su alto grado de dependencia ha sido sustentado claramente en la primera ley de la geografía que menciona que todos los puntos están relacionados entre sí, pero aquellos más cercanos tienen mayor relación (Tobler, 1970). En este caso se requiere la aplicación de herramientas estadísticas donde este supuesto no sea enteramente violado y se pondere la cercanía (o lejanía) de las observaciones (Hines y Hines, 1979; Brady e Irvin, 2011). Ejemplos de este tipo de herramientas son la regresión geográficamente ponderada (Fotheringham *et al.*, 2002;), la cual se explica en detalle más adelante. Por otro lado, la información de series de tiempo para el análisis temporal, muchas veces restringida por la falta de datos confiables, también requiere la aplicación de métodos estadísticos complejos (como los modelos autoregresivos o de promedio variante) en donde el valor observado en un punto del tiempo trata de predecir el comportamiento de otro valor en otro punto del tiempo (Burt y Barber, 1996).

Área de estudio

El estudio se desarrolló en los bosques de clima templado-frío del estado de Durango, esto es en el macizo montañoso conocido como Sierra Madre Occidental, cubierto en su mayoría por bosques de coníferas y latifoliadas. Durango es el estado del país con mayores reservas forestales de asociaciones de pinos y pinos-encinos (Fig. 1) y uno de los más afectados por los incendios forestales (Conafor, 2012). Cuenta con una gran diversidad topográfica, lo que lo hace importante para estudiar la variabilidad espacial de la ocurrencia de los incendios, y su extensión territorial permite ver el papel de los propietarios de los terrenos

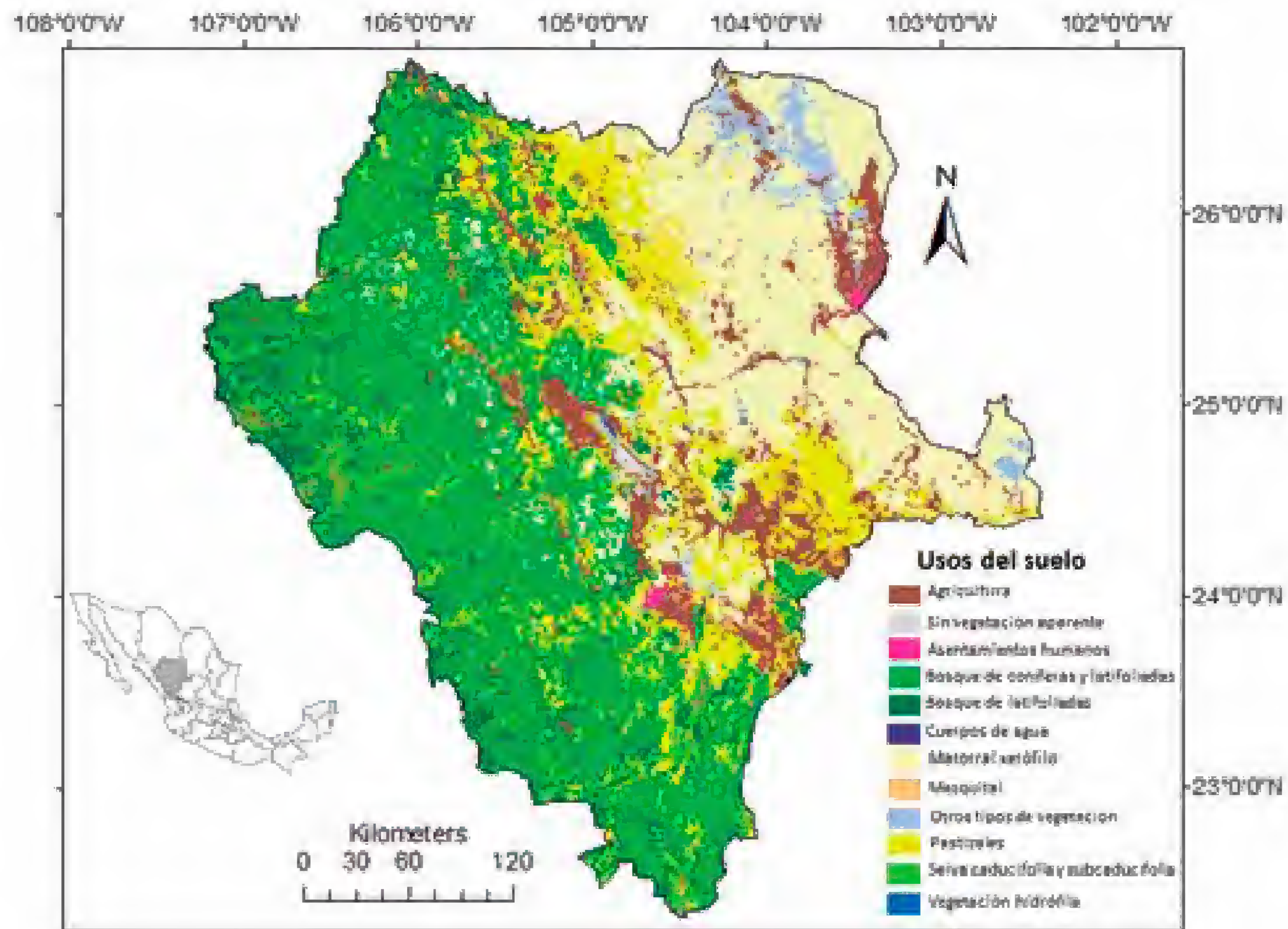


Figura 1. Localización del estado de Durango y los principales tipos de uso del suelo, incluyendo los bosques de coníferas y latifoliadas. Estos bosques constituyen el área de estudio de este trabajo (Fuente: con información del INEGI).

forestales en la prevención, control y combate de incendios forestales. Aproximadamente 80% de la superficie forestal es propiedad ejidal y su manejo depende en gran medida de la organización de estas comunidades. El área de estudio revela la existencia de cuatro zonas climáticas marcadas: *a)* climas secos y semisecos en las estribaciones al oriente, norte y noroeste del área; *b)* climas templados y semifríos en la parte alta y parte media, semisecos hacia la vertiente oriental y subhúmedos hacia la occidental; *c)* semicálidos en la vertiente occidental; y *d)* cálidos en las partes bajas y cañadas del área (González-Elizondo, 2012). La topografía es muy accidentada y da origen a varias corrientes hidrológicas. Una de ellas es la quebrada del río Mezquital, la cual atraviesa la parte montañosa entre el norte de Nayarit y el sur de Durango, y aunque nace en la parte oriental de la zona montañosa, desemboca en el Pacífico. Los picos más altos son Cerro Gordo (3347 m), Barajas (3310 m), El Huehuento (3262 m) y el cerro de Las Antenas (3224 m) (González-Elizondo, 2012).

Análisis espacial

Se hizo un análisis de la distribución espacial de los incendios forestales en Durango con una medida de la autocorrelación basado en el índice de Moran (Moran, 1950). La autocorrelación espacial tiene sus bases en la primera Ley de la Geografía que menciona que todos los puntos están relacionados entre sí, pero aquellos más cercanos tienen mayor relación

(Tobler, 1970; Hines y Hines, 1979). Esta medida evalúa la correlación de una variable con ella misma a través del espacio (Wong y Lee, 2005); si la distribución espacial de esa variable tiene algún patrón distintivo (no aleatorio), se dice que está espacialmente autocorrelacionada. El índice de Moran I_M es uno de los índices más comunes en la medición de la autocorrelación espacial y compara el valor de una variable x en un determinado punto i con los valores de la misma variable en otro punto geográfico j,

$$I_M = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

donde:
n es el numero de datos, $\bar{x}$ es el valor promedio y w_{ij} toma el valor de uno si los puntos i y j son adyacentes o cero si son no adyacentes. El I_M puede tomar valores de -1 a 1, donde los valores negativos significan que la variable tiene un patrón de distribución disperso y los positivos tienen un patrón de distribución agregado. Si el índice se aproxima a cero, entonces la variable se dice que tiene un patrón de distribución aleatorio (Wong y Lee, 2005). Para probar la hipótesis nula de no autocorrelación, la distribución empírica se compara contra una distribución teórica, utilizando una prueba de significancia (Burt y Barber, 1996):

$$Z(I_M) = \frac{I_M - E(I_M)}{S_{E(I_M)}} \quad (2)$$

donde:
EI_m es el valor esperado de I_m y $SE_{(Im)}$ es la desviación estándar. La hipótesis nula no se puede rechazar si el estadístico $Z(I_M)$ es menor que la distribución teórica a un determinado nivel de confiabilidad (por lo general, igual a 0,05) (Burt y Barber, 1996).

El coeficiente C de Geary (Geary, 1954) es también otra medida comúnmente usada para estimar la autocorrelación espacial. Al igual que el índice de Moran, el coeficiente C de Geary utiliza pares de datos para comparar la relación de un valor observado con sus vecinos (Fortin *et al.*, 1989). Sin embargo, mientras que el índice de Moran utiliza el promedio de las desviaciones de los pares de datos, el coeficiente G de Geary usa el valor directo de esas desviaciones (Wong y Lee, 2005). En este estudio se empleó el índice de Moran dado que su distribución numérica es más cercana a los datos observados que el coeficiente C de Geary (Cliff y Ord, 1981; Fortin *et al.*, 1989; Overmars *et al.*, 2003).

Para verificar la variabilidad del índice de Moran a diferentes distancias, se utilizó un correlograma que relaciona tanto la distancia como el valor de autocorrelación. El correlograma provee evidencia de la intensidad de autocorrelación, el tamaño de la zona de influencia y el tipo de distribución espacial de una variable bajo estudio (distribución de incendios) (Fortin *et al.*, 1989). A diferencia de los semivariogramas, que también sirven para analizar la autocorrelación espacial a diferentes distancias, los valores de un correlograma (p. ej. índice de Moran) pueden ser probados estadísticamente y, dado que utiliza valores estandarizados, puede analizar varios casos simultáneamente (Overmars *et al.*, 2003).

Análisis temporal

El análisis temporal consistió básicamente en probar dos propiedades de los fenómenos estocásticos basados en series de tiempo: estacionalidad y autocorrelación temporal. Dado el número de años incluidos en el estudio, no se construyeron modelos de simulación usando procesos autoregresivos o de promedio variante. La estacionalidad temporal se define como aquellos procesos en los cuales sus

momentos estadísticos (media, varianza, etc.) no son constantes a través del tiempo (Burt y Barber, 1996). Para probar esta propiedad se construyeron funciones de densidad de probabilidad de la variable de interés Y_t (esto es, superficie afectada por incendio) para cada año t. El efecto de estacionalidad temporal se presenta si las funciones de probabilidad son las mismas para todos los años. Esto es, si la varianza σ_t^2 y media μ_t son constantes para todos los años. En este caso,

$$\sigma_t^2 = E(Y_t - \mu_t)^2$$

y

$$\mu_t = E(Y_t)$$

Ejemplos de las funciones de probabilidad usadas fueron: Weibull, Pearson, Normal, Log-Normal, entre otras.

De la misma manera que la autocorrelación espacial, también se analizó si existe dependencia entre observaciones cercanas en el tiempo. La autocorrelación temporal mide el grado de dependencia de una variable de interés Y en un tiempo t con ella misma en un tiempo $t+k$ (Burt y Barber, 1996); donde k representa el número de periodos de evaluación (en inglés, denominados como lags) y puede tomar diferentes valores. La autocorrelación para el periodo $k=1$, por ejemplo, significa correlacionar la variable Y_t con la misma variable Y_{t+1} en cuyos datos han sido desplazados una unidad de tiempo. La autocorrelación temporal se expresa entonces como:

$$\rho(t, t+k) = \frac{E(Y_t - \mu_t)(Y_{t+k} - \mu_{t+k})}{\sigma_t \sigma_{t+k}} \quad (3)$$

donde:

σ es la desviación estándar (los otros términos han sido definidos anteriormente). En este caso, ρ también toma valores de 1 a -1, donde el valor positivo sugiere una alta correlación y el valor negativo indica que la variable Y tiende a oscilar con valores arriba del promedio, seguidos inmediatamente por valores abajo del promedio. Cuando tiende a cero, significa que no hay correlación en el periodo de tiempo evaluado k (Burt y Barber, 1996). En el caso de los incendios forestales, la autocorrelación temporal significa que la magnitud de un incendio (esto es superficie afectada o número de eventos por unidad de área) depende en gran medida de la magnitud que se haya presentado el día, mes o año anterior. Si no hay autocorrelación, significa entonces que su magnitud se manifiesta de forma aleatoria.

Factores que afectan la magnitud de los incendios

Una vez que se detectó el patrón de distribución de los incendios y se evaluó si hay o no autocorrelación espacial y temporal, se procedió a identificar los factores más importantes que influyen en la magnitud de los incendios forestales. Se utilizó el modelo de regresión geográficamente ponderado (RGP) que asume de igual manera que todos los puntos están relacionados entre sí, pero aquellos más cercanos tienen mayor relación, esto es la primera Ley de la Geografía. A diferencia de la regresión lineal simple, el modelo RGP asume que cada variable independiente afecta la variable dependiente en diferentes proporciones o pesos geográficos (lo cual se conoce como efecto no estacionario) (Fotheringham *et al.*, 2002; Brady e Irwin, 2011). Por ejemplo, el modelo de regresión lineal asume que la altitud tiene el mismo efecto sobre los incendios forestales en el punto u_1 y en el punto u_2 donde ambos tienen la misma altitud. Sin embargo, esta forma de estimación ignora que la magnitud de los incendios puede estar influenciada por la topografía del terreno o el tipo de vegeta-

ción que produce condiciones climáticas diferentes al mismo nivel de altitud. El resultado generaría un coeficiente de altitud con un elevado error estándar y potencialmente errores en la estimación de la superficie afectada. Al modelo de regresión lineal obtenido a través de mínimos cuadrados también se le conoce como modelo global, mientras que al método de RPG se le conoce como modelo local (Fotheringham *et al.*, 2002).

En este estudio se usó el modelo RGP para estimar la magnitud de los incendios usando el logaritmo natural de la superficie afectada[1] ($lnSup$) en función de algunas variables ambientales y topográficas. El modelo RGP tiene la expresión siguiente (Fotheringham *et al.*, 2002):

$$lnSup\,(u,v)_i = \beta_0(u,v)_i + \sum_{i=1} \beta_i(u,v)_i X + \varepsilon(u,v)_i \qquad (4)$$

donde el término (u,v) indica que los parámetros β_0 y β_i (coeficiente de intercepción y pendiente, respectivamente) deben ajustarse en función de la ubicación del punto (incendio) i que cuenta con las coordenadas u y v. Esto significa que cada punto (incendio) tendrá sus propios coeficientes β_0 y β_i. La variable X indica el conjunto de factores que tienen relación con la magnitud del incendio. El componente $\varepsilon(u,v)$ representa el error asociado al punto con las coordenadas u y v. Este modelo (conocido en inglés como Geographically Weighted Regression) asume que los puntos son no estacionarios y que, en este caso, la magnitud de los incendios varía en función de su ubicación.

En virtud de que el RGP considera la cercanía de los puntos colindantes, es necesario definir un círculo de búsqueda de los vecinos colindantes. Este círculo de búsqueda (o ancho de banda, como se denomina comúnmente) depende de la distancia entre los puntos observados, la similitud del área (patrones de distribución) y del error que se produce durante la simulación. Uno de los métodos más comunes para definir el ancho de búsqueda es a través del Criterio de Información de Akaike (CIA) en el cual se busca minimizar su valor a través de procesos iterativos. Una vez que el ancho de la banda (o círculo de búsqueda) ha sido seleccionado, lo que sigue es el ajuste del modelo que eventualmente produce los pesos específicos para cada variable de interés. En este caso, puntos cercanos al dato observado reciben un peso mayor que aquellos más distantes. El ajuste del modelo, que involucra la identificación de los factores que afectan la magnitud de los incendios, se hizo con el apoyo de los parámetros comunes como el coeficiente de determinación, error estándar y el coeficiente CIA. Se utilizó un modelo tipo Gaussian, donde el ancho de banda fue automáticamente identificado por iteración adaptativa (ver detalles del modelo RGP en Fotheringham *et al.*, 2002; Harris *et al.*, 2011).

Para probar la hipótesis nula de no estacionalidad de las variables independientes se utilizó una prueba de Monte Carlo que compara la varianza observada de los parámetros estimados de cada una de las variables contra un conjunto de datos tomados aleatoriamente. Se estimaron valores de probabilidad para cada una de las variables y se usó un nivel de significancia de 0,05. El procesamiento de los datos se hizo con el programa GWR3.0 ®

1 Los incendios forestales están representados por puntos, no polígonos (según información oficial de la Conafor). En cada punto se cuenta con información sobre la superficie afectada y el tiempo que se requirió para su extinción, entre otra información. En este caso, la magnitud esta dada por la superficie afectada y se asume que el punto con dicha información es el centro del polígono.

de los autores, Martin Charlton, A. Stewart Fotheringham y Chris Brunsdon (Fotheringham *et al.*, 2002).

Datos

La información de los incendios fue obtenida de la base de datos de la Comisión Nacional Forestal (Conafor) y comprendió el periodo 2000-2011. Esta dependencia, junto con los gobiernos de los estados y los dueños de terrenos forestales, coordina las operaciones de prevención, control y combate de los incendios forestales en el país, y lleva un registro de eventos en un sistema de información geográfica. La base de datos incluye, además de la ubicación de los incendios, las variables dependientes: superficie afectada (logaritmo natural) y número de días requeridos para la extinción del evento. Las variables independientes fueron tomadas de otras fuentes de información. Se utilizó el modelo digital de elevación del Instituto Nacional de Geografía (INEGI) para obtener los datos de altitud y exposición. También se utilizaron mapas temáticos del INEGI para obtener información sobre vegetación, suelos, caminos y poblados. Las variables climáticas precipitación anual y temperatura media mensual fueron obtenidas según el año de ocurrencia del incendio de la base de datos del Servicio Meteorológico Nacional. En este caso, los datos se obtuvieron de la estación climatológica más cercana al incendio. Se usaron modelos de regresión lineal simple para aquellos casos en que las estaciones climatológicas estaban muy distantes de los puntos de los incendios. La variable que identifica tipos de propiedad fue obtenida del Registro Agrario Nacional.

Con la información recabada fue posible hacer transformaciones o análisis cartográficos a las variables. Por ejemplo, se calculó un índice de gravedad poblacional (IGP) (Poudyal *et al.* 2011), expresado como:

$$IGP = \sum_{n}^{N} \frac{P_n}{D_{in}^2}, \forall_n : D \leq 20\ km \quad (5)$$

donde:

P es la población total de centro de población n, N el número total de pueblos, D es la distancia (radio) entre el incendio i y el poblado n, tomados en un máximo de 20 km a la redonda del incendio. El IGP es una medida del efecto de la densidad de población en la ocurrencia de los incendios. Índices altos significan una alta presión humana en la ocurrencia. De igual forma, utilizando herramientas de los sistemas de información geográfica, se calcularon los promedios geográficos y desviaciones estándar de los incendios forestales en cada año, los puntos calientes (*hotspots*) y fríos (*coldspots*) determinados por el estadístico G General (Gettis y Ord, 1992), así como la distancia más cercana de los incendios a los centros de población y caminos. La mayoría de los análisis cartográficos se hicieron con el paquete de computo ArcGis®. En la tabla 1 se detallan las características de las variables utilizadas en el estudio.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el periodo que se analizó en este estudio (2000-2011), se registraron 1,564 incendios que afectaron 136,370 hectáreas, lo que da en promedio 87,2 ha/incendio. De la superficie total afectada, aproximadamente 44% corresponde a zonas de pastizales, 39% a vegetación arbustiva y el resto se distribuye en áreas con arbolado maduro y renuevo. Para detectar, combatir y extinguir los siniestros presentados, se requirieron en promedio 18,7 días.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas en el análisis de los factores que afectan la magnitud de los incendios forestales en Durango, México (Tamaño muestra=1560).

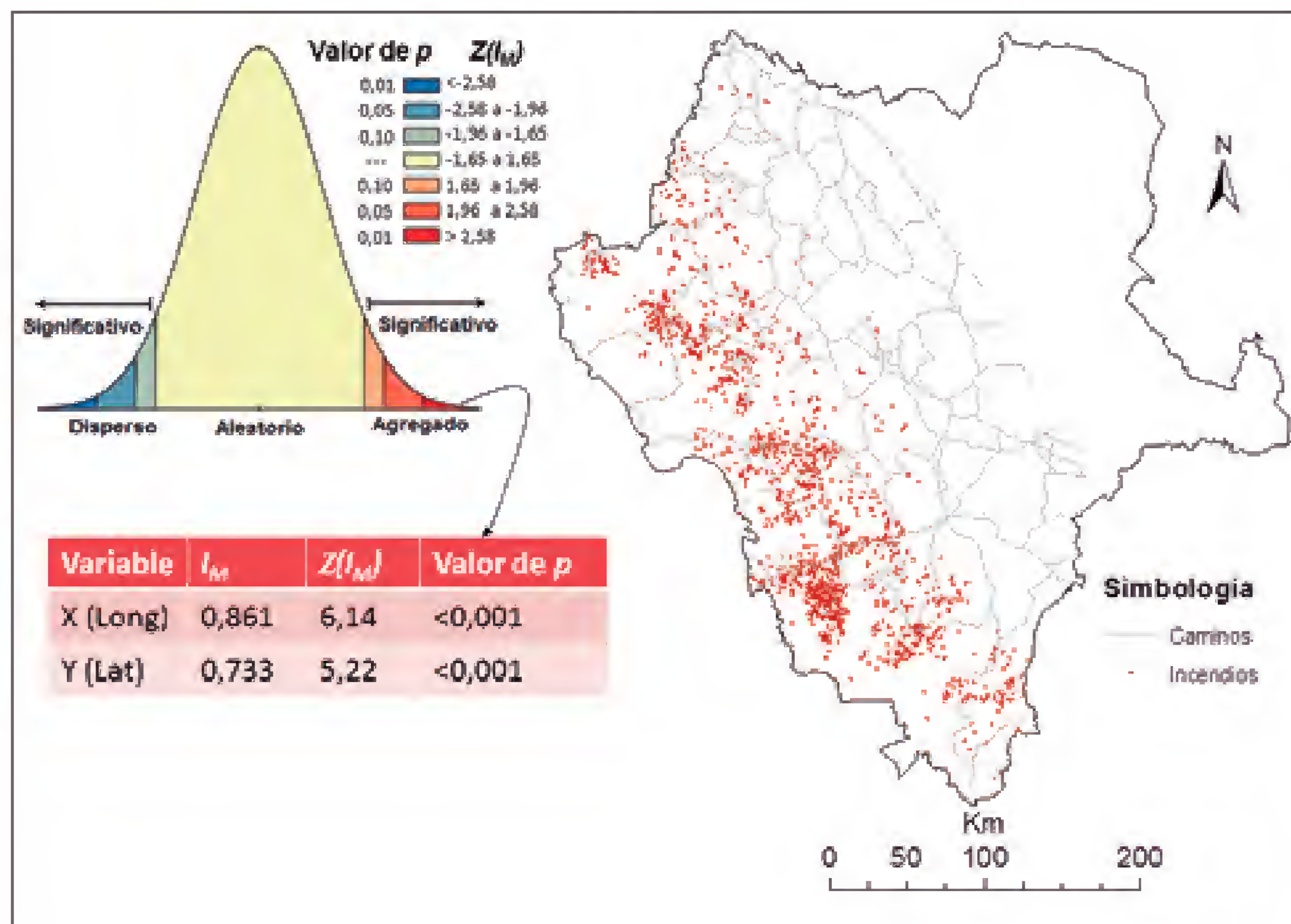
Variable	*Descripción*	*Promedio*	*Desv. Est.*	*Mínimo*	*Máximo*
SUP	Superficie (ha)	84,0	215,24	0	2600
IGP	Índice de Gravedad de Población	15,0	17,83	0	76
CAMINOS	Distancia a caminos (m)	1814	1870	0	13101
LOCALID	Distancia a localidades (m)	3417	2228	10	11774
PASTIZAL	Distancia a zonas de pastizal (m)	2819	2329	0	9983
CULTIVOS	Distancia a zonas de cultivo (m)	3556	2750	0	9997
DEFOREST	Distancia a zonas deforestadas (m)	6257	5053	0	28569
PRECIP	Precipitación anual (mm)	607	191	174	1233
TEMP	Temperatura media mensual (°C)	16,0	1,83	12	28
PEND	Pendiente (%)	11,5	9,6	0	52
EXPO	Exposición (grados azimuts)	178	108	0	360
ALTITUD	Altitud (msnm)	2437	301	753	3124

*Hubo sólo dos incendios que se presentaron en un parque recreativo que es administrado por el gobierno estatal.

Análisis espacial

Se utilizó el índice de Moran (I_M) para estimar un coeficiente de autocorrelación espacial que se mide por la cercanía de los incendios entre sí. Este índice se estimó para las coordenadas X y Y (longitud y latitud) y en ambos casos el coeficiente resultó con un valor positivo en promedio de 0,88 y 0,74, respectivamente. La prueba de hipótesis nula de no autocorrelación fue rechazada debido a que el coeficiente $Z(I_M)$ fue de 6,14 para X y 5,22 para Y. Esto significa que los incendios tienen un patrón de distribución agregado y, como se muestra en la figura 2, con alta concentración en los caminos existentes. Se construyó un correlograma que relaciona el índice de Moran a diferentes distancias, tanto para latitud como para longitud. La figura 3 muestra la forma del correlograma y sugiere que tanto a distancias cortas como lejanas, la distribución de los incendios mantiene un patrón de distribución de forma agregada. Ávila *et al.*, (2010b), en su estudio de incendios forestales en Durango, encontraron que la distribución de los incendios tampoco sigue un patrón aleatorio. Aunque ellos utilizaron una base de datos más pequeña, sus resultados coinciden con los presentados en este trabajo.

En el análisis de los promedios geográficos anuales, o centros de concentración, se puede observar también que, con excepción de 2011 que fue un año con muy baja precipitación, el centro geográfico



Variable	I_M	$Z(I_M)$	Valor de p
X (Long)	0,861	6,14	<0,001
Y (Lat)	0,733	5,22	<0,001

Figura 2. Índice de Moran para las variables X (long) y Y(Lat) y patrón de distribución de los incendios registrados en el estado de Durango. La figura indica que los incendios se distribuyen de manera agregada.

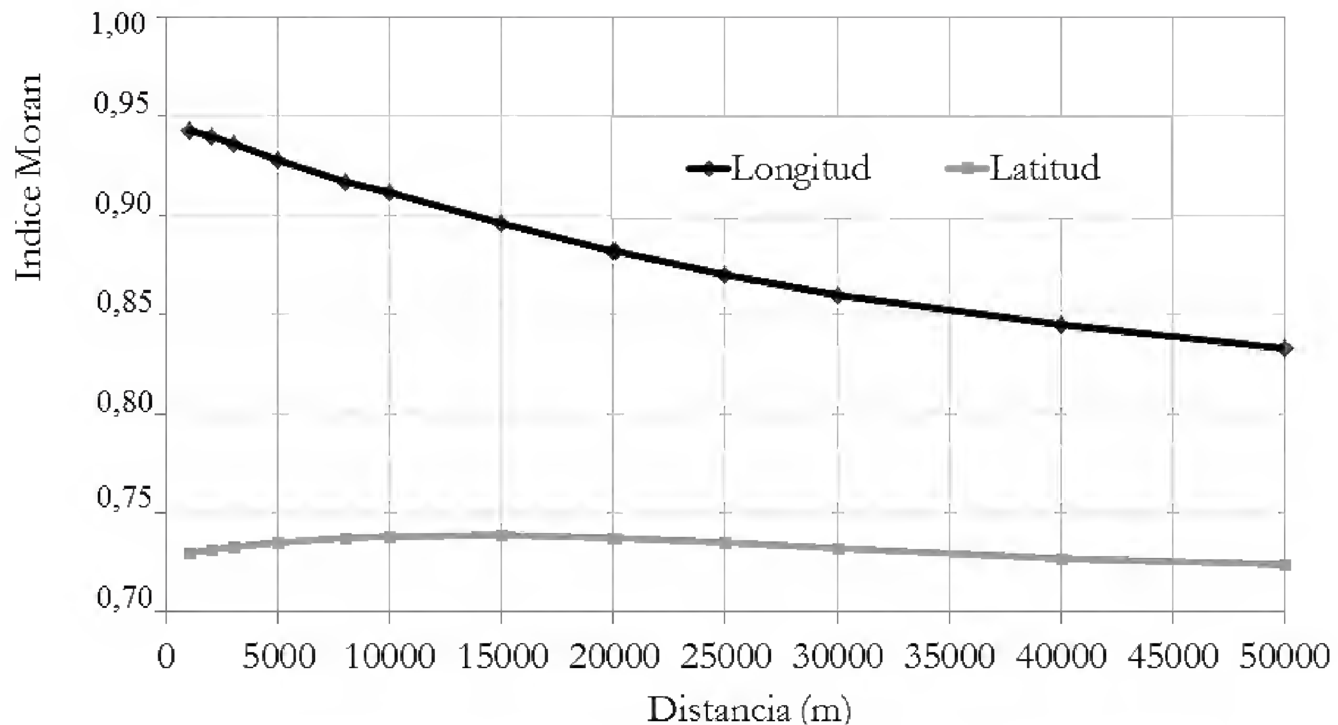


Figura 3. Correlograma de los índices de Moran para latitud y longitud de los incendios forestales registrados en el periodo 2000-2011 en el estado de Durango, México. Todos los valores del índice de Moran fueron estadísticamente significativos ($p<0,01$).

ha estado desplazándose ligeramente hacia el centro-sur del estado, esto es en dirección a la ciudad de Durango. La dispersión se da a lo largo del eje de la Sierra Madre Occidental, en dirección Norte-Sur, que es la parte donde mayoritariamente se distribuyen los recursos forestales (Fig. 4). Algunas de las posibles explicaciones de este movimiento pueden ser que existe una mayor concentración de la población (cerca de 40%) en la parte centro-sur del estado. En contraste con sólo 20% que habita en la parte norte. Como se ha comentado, el hombre juega un papel importante en la ocurrencia de los incendios. De acuerdo con el gerente estatal de la Conafor, alrededor de 80% de la superficie afectada por estos eventos ha sido por descuidos humanos (Olayo-González, 2012). Otra posible explicación de la ubicación de los centros geográficos es la infraestructura caminera que existe en la parte centro-sur, que incluye caminos pavimentados como las carreteras libre y de cuota Durango-Mazatlán y la de San Miguel de Cruces, que permiten tener un mejor acceso a las áreas forestales. El proceso de colecta de información también puede ser otra causa del movimiento de los centros hacia el sur del estado. De acuerdo con el gerente estatal de la Conafor, muchos incendios son controlados por los propietarios sin hacer los reportes correspondientes. Es posible que la información, especialmente de la zona norte, no se recabe de la misma manera que la de la zona sur.

Para analizar áreas críticas de presencia de incendios se utilizó el Estadístico G General para identificar focos calientes en cuanto a la superficie afectada y al número de días requeridos para su extinción. La figura 5 muestra los 'focos rojos' (*hotspots*) o lugares con alto impacto por los incendios forestales, así como aquellos 'focos fríos' donde el efecto es menor. Existen entre 5 y 6 focos rojos en la entidad y se localizan en lugares poco accesibles y lejanos a los centros de población. Estos son: la zona oeste del municipio de Tepehuanes y suroeste de Guanaceví, la parte central del municipio de Santiago Papasquiaro, Otáez, parte

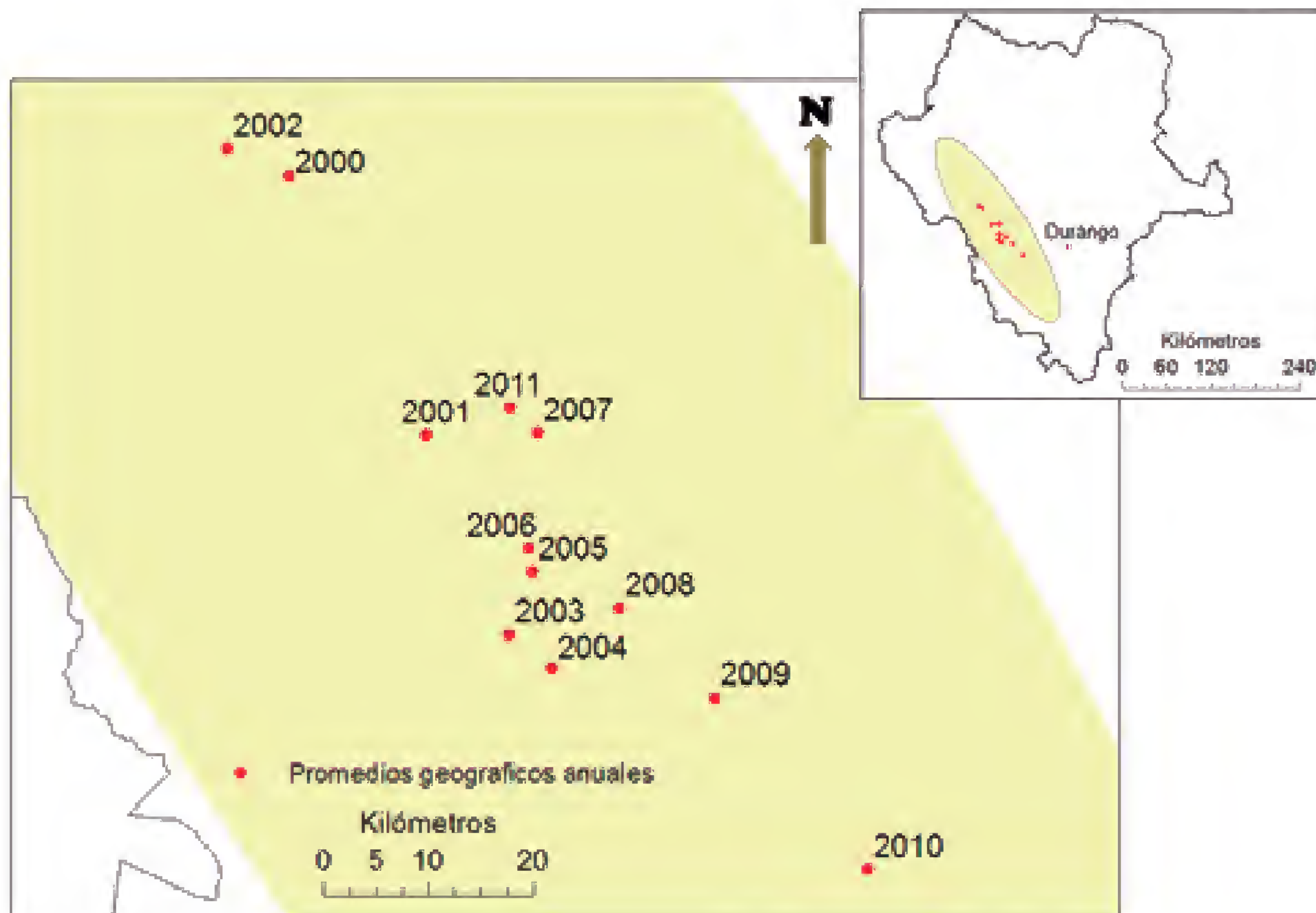


Figura 4. Promedios geográficos anuales de los incendios registrados en Durango para el periodo 2000-2011. La figura elíptica muestra la orientación y desviación estándar de todos los incendios.

norte-centro del municipio de Durango y el paraje conocido como La Flor, norte de Mezquital. En términos del número de días que se requieren para la extinción, hay un área crítica más que se localiza en la parte sur de los municipios de Pueblo Nuevo y Mezquital. En contraste, los 'focos fríos' se localizan alrededor de los núcleos poblacionales de El Salto, Pueblo Nuevo y San Miguel de Cruces, San Dimas.

Es importante mencionar que los focos fríos se ubican en las áreas donde actualmente existe una alta participación de los propietarios de los terrenos forestales. La zona de San Miguel de Cruces, municipio de San Dimas y El Salto, municipio de Pueblo Nuevo, se caracterizan por tener una alta organización social, donde la participación de los dueños y poseedores, no sólo en el combate de incendios, sino en todas las actividades de restauración y manejo, es muy positiva. Si bien es cierto que existe una alta frecuencia de incendios, éstos son controlados más eficientemente, es decir, en menor tiempo y con una menor superficie afectada.

Análisis temporal

Para evaluar la estacionalidad temporal se construyeron funciones de densidad de probabilidad de la variable de interés (esto es, superficie afectada por incendio) para cada año. Se estimó el promedio y la varianza y se analizó la homogeneidad de varianzas mediante la prueba de Levene.

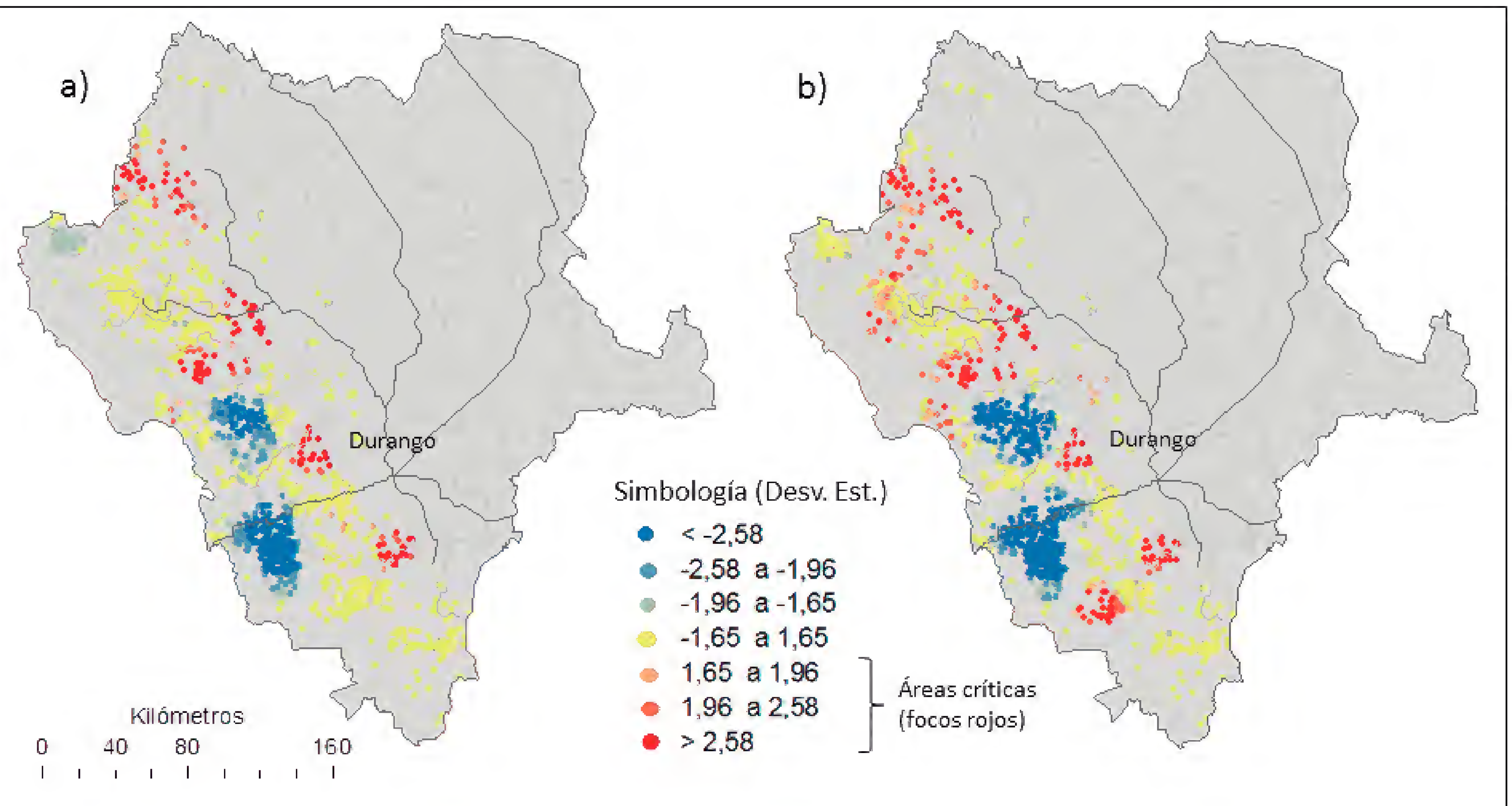


Figura 5. Ubicación de áreas críticas de los incendios forestales en Durango. Los puntos de color rojo significan focos calientes mientras que los de color azul focos fríos. Estos se representan por el número de desviaciones estándares del Estadístico G General (Gettis y Ord, 1992). La figura 4a) representa focos rojos en cuanto a superficie mientras que la figura 4b) representa el número de días requeridos para su extinción.

Los resultados indican que la función de densidad de probabilidad mas común fue la de Log-Pearson III, la cual se repite en 5 de los 12 años que comprende el estudio. Sin embargo, el promedio y la varianza en cada uno de los años es diferente (Tabla 2).

La prueba de Levene y el análisis de varianza de una vía muestran que tanto la varianza (L=18,012; p< 0,001) como el promedio de la superficie afectada (F=8,995; p<0,001), respectivamente, son estadísticamente diferentes. La excepción se observa en el periodo 2004-2005, en donde se obtuvo la misma densidad de probabilidad (Log-Pearson III).

Sin embargo, la prueba de t revela que sí hay diferencias significativas en las varianzas y los promedios de estos dos años. Por lo tanto, los resultados muestran que en el periodo evaluado no existe homogeneidad de varianzas en la información de superficie afectada por los incendios forestales y que este fenómeno es un proceso no estacionario temporalmente. En otras palabras, el tamaño de

Tabla 2. Funciones de distribución de probabilidad para la superficie afectada (ha) por los incendios registrados en el periodo 2000-2011 en Durango.

					Función de distribución	
Año	*# Eventos*	*Rango*	*Promedio*	*Varianza*	*Estadístico**	*Tipo*
2000	132	4995	213,8	265360	0,247	Pearson 6
2001	66	799	87,2	20822	0,699	Weibull
2002	170	799	70,4	10852	0,291	Log-Pearson III
2003	162	679	52,9	7461	0,405	Lognormal
2004	116	429	28,6	4010	0,697	Log-Pearson III
2005	230	1461	54,5	17171	1,755	Log-Pearson III
2006	140	399	65,8	8220	0,624	Fatigue Life
2007	88	529	41,8	6424	0,309	Wakeby
2008	116	1898	99,4	65569	0,423	Log-Pearson III
2009	124	550	28,8	5653	1,345	Wakeby
2010	43	1199	78,1	45555	0,319	Dagum
2011	177	2599	196,0	200730	1,169	Log-Pearson III

* En función del tipo de distribución probada. Nivel de confiabilidad igual a 95%.

los incendios se manifiesta de manera totalmente aleatoria en cada año. Este fenómeno es similar a la precipitación, ya que puede presentarse un año muy húmedo, pero el siguiente muy seco.

Para observar variaciones temporales a mayor detalle se estimó el coeficiente de autocorrelación temporal, el cual mide el grado de dependencia de la superficie afectada en un tiempo t con ella misma en un tiempo $t+k$. Se utilizaron varias categorías y periodos k. Se estimó un coeficiente diario, mensual y anual y en cada categoría se utilizaron hasta 10 periodos (lags) para observar la consistencia de los resultados.

Por ejemplo, para la correlación diaria se evaluaron periodos de uno hasta diez días. En el caso de la correlación mensual se evaluaron periodos de uno hasta tres meses y en la correlación anual los periodos fueron de uno hasta cinco años.

Los resultados indican que en la correlación diaria se encontró un coeficiente que varía entre 0,08 y 0,20 ($p<0,05$), lo cual indica que sí existe autocorrelación, pero ésta es muy baja. En el caso de la autocorrelación mensual y anual, a pesar de tener coeficientes relativamente altos (0,33 a -0,77), éstas no fueron estadísticamente significativas en ninguno de los periodos ($p>0,05$) (Fig. 6).

Estos resultados indican que hay una ligera autocorrelación diaria, esto es, la cantidad de superficie que se quema en un día, motivada quizá por las condiciones climáticas diarias, influye de forma positiva en la cantidad de superficie que se quema en el día siguiente. Sin embargo, esto no sucede con la autocorrelación mensual y anual, en las cuales, en concordancia con la prueba de Levene, la superficie afectada se manifiesta de manera aleatoria.

Factores que afectan la magnitud de los incendios

Una vez que se detectó que existe autocorrelación espacial (esto es, un patrón de distribución agregada) y se determinó que los incendios son no estacionarios temporalmente, se procedió a identificar los factores que afectan la magnitud de los incendios forestales. Primero se hizo una comparación de la regresión global (regresión lineal simple, RLS) contra la regresión local (regresión geográficamente ponderada, RGP). El modelo global arrojó un coeficiente de determinación ajustado de 30% y un valor de CIA de 5566, mientras que el modelo local tuvo un coeficiente de determinación de 45% y un valor CIA de 5330. Los resultados indican que el modelo local tuvo una mejora de 236 puntos sobre el modelo global en términos del CIA, mientras que en términos de la varianza explicada, el modelo local (RGP) explicó 15% más en la variación de la superficie afectada. La prueba de F indica también que la reducción de la suma de residuales entre el modelo global y local fue significativa ($p<0,05$). Es evidente que el modelo local tuvo mejores resultados en su ajuste que el modelo global (Tabla 3).

De acuerdo entonces con el modelo local, los resultados de las medianas de los parámetros de los factores muestran que tanto el índice de gravedad de población (IGP), como la distancia a zonas de cultivos (CULTIVOS), la precipitación (PRECIP) y la exposición (EXPO) son negativos. El resto de los parámetros de los factores toma valores positivos (Tabla 4). Esta tabla muestra también que, con base en la prueba de Monte Carlo, en los factores: IGP, distancia a caminos (CAMINOS), distancia a zonas deforestadas (DEFOREST), PRECIP, temperatura (TEMP) y altitud (ALTITUD) se rechaza la hipótesis de estacionalidad espacial y se concluye que estos factores son significativamente no

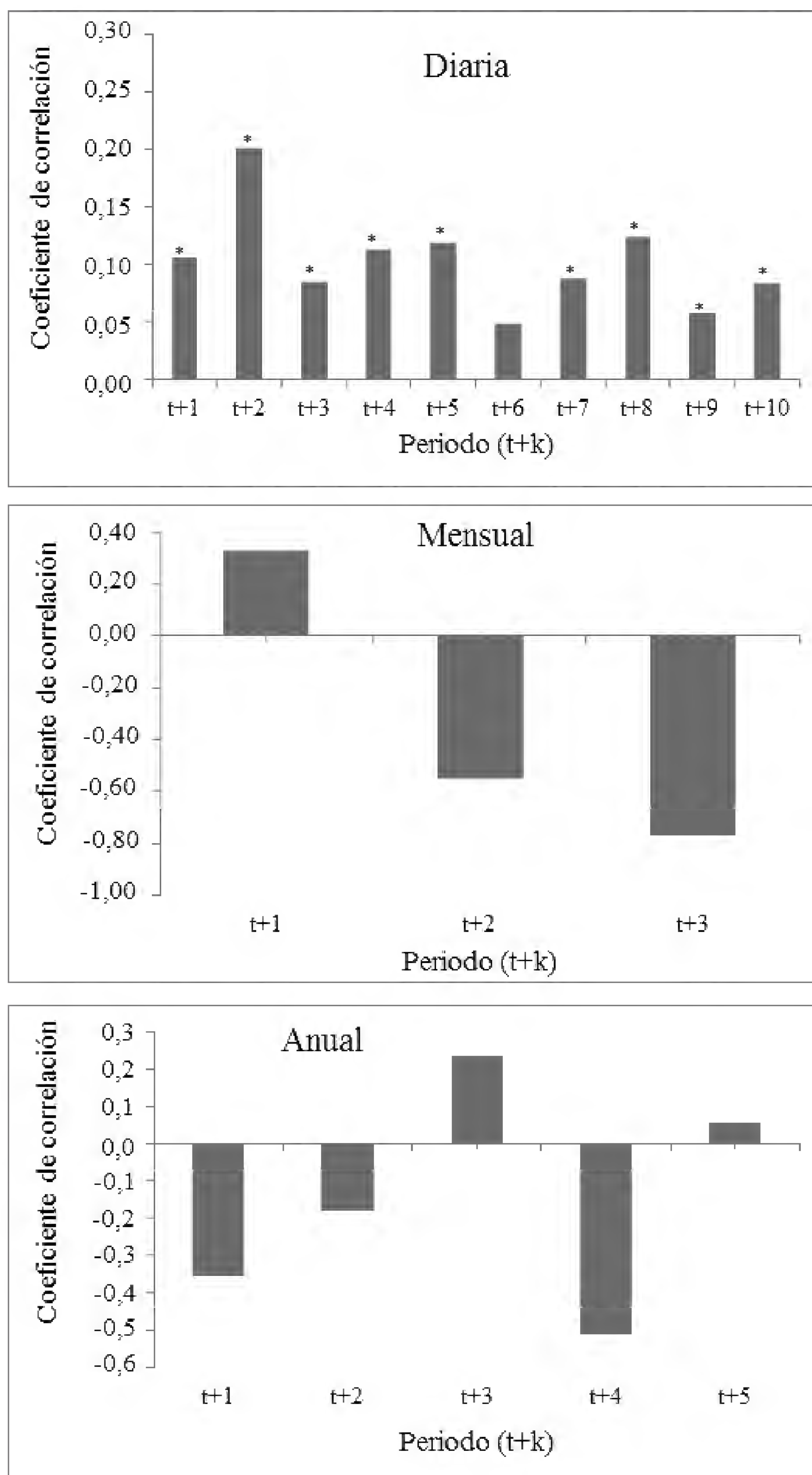


Figura 6. Coeficientes de autocorrelación temporal para la variable superficie afectada en las categorías a) Diaria, b) Mensual y c) Anual (* Significativo a 0,05).

Tabla 3. Análisis de varianza de los modelos global (RLS) y local (RGP) para la superficie afectada por incendios forestales en Durango, México.

Fuente	*Suma de cuadrados*	*Grados de libertad*	*Cuadrados medios*	*F*
Modelo global (RLS)	3169,4	12		
Modelo local (RGP)	867,8	120	7,24	
Residuales (RGP).	2301,6	1431	1,61	4,51*

* Prueba de F significativa a α=0,05; RLS: Regresión Lineal Simple; RGP: Regresión Geográficamente Ponderada.

estacionarios en el área de estudio. Por ejemplo, el tamaño de los incendios varía, desde -0,00009 hasta 0,00034 veces la distancia a los caminos (otros factores constantes). De la misma manera, el tamaño de los incendios varía desde -0,00301 hasta -0,00008 veces el valor de la precipitación (esto también porque su efecto depende de la ubicación del incendio) y así sucesivamente para el resto de los factores.

La característica de no estacionalidad sugiere que el tamaño de los incendios forestales no sigue un patrón constante de variabilidad y que está influenciado por la posición geográfica del incendio. Por ejemplo, los incendios que geográficamente están más cerca de los caminos tienen relativamente menor superficie afectada que aquellos en donde la distancia es más grande. Esto puede deberse a que en las zonas con mayor distancia el combate y control de los incendios se dificulta y por tanto tienden a afectar más superficie que en aquellas áreas donde el acceso es relativamente fácil. De igual manera, la magnitud de los incendios es variable en dos puntos diferentes, aun cuando estos puntos tengan la misma precipitación o temperatura. Estas diferencias no podrían ser detectadas por el modelo global (RLS) en el cual se asume que la distancia a los caminos tiene un efecto constante en la superficie afectada.

Estadísticamente, los factores que se identificaron como no estacionarios más distancia a localidades (LOCALID) son también los que mayormente influyen en la magnitud de los incendios forestales (Tabla 4). Los factores LOCALID y PRECIP muestran consistencia en los signos, es decir, no registran cambios en sus valores máximos, intermedios y mínimos. La distancia a localidades tiene una relación directa, mientras que PRECIP tiene una relación inversa con el tamaño de los incendios. Esta heterogeneidad espacial hace que la posición geográfica de los incendios y su correspondiente grado de influencia de los factores antes mencionados determinen el tamaño de los incendios. Ávila *et al.* (2010b) detectaron que entre los factores más importantes que inciden en la ocurrencia de los incendios se encuentran la susceptibilidad de la vegetación al fuego, intensidad en el cambio de uso del suelo y la precipitación. En el caso de la precipitación, factor común en nuestro estudio, encontraron que este factor tiene una influencia directa en el número de incendios.

Tabla 4. Rangos de los parámetros de los factores que influyen en el tamaño de los incendios forestales, según el modelo de regresión local (RGP) y prueba de estacionalidad Monte Carlo.

Factor	*Mínimo*	*Primer cuartil*	*Mediana*	*Segundo cuartil*	*Máximo*	*Prueba de Monte Carlo (Valor de p)*
Interceptada	-17,09574	-8,12125	-2,09835	1,31895	15,88007	< 0,001***
IGP	-0,14620	-0,01591	-0,00042	0,01343	0,10388	< 0,001***
CAMINOS	-0,00009	0,00015	0,00023	0,00026	0,00034	0,02 *
LOCALID	0,00008	0,00019	0,00023	0,00026	0,00036	0,43
PASTIZAL	-0,00018	-0,00003	0,00001	0,00004	0,00021	0,06
CULTIVOS	-0,00012	-0,00004	-0,00002	0,00001	0,00009	0,52
DEFOREST	-0,00013	-0,00006	0,00003	0,00006	0,00016	< 0,001***
PRECIP	-0,00301	-0,00194	-0,00147	-0,00059	-0,00008	0,04 *
TEMP	-0,19785	0,10637	0,21046	0,41749	0,67269	0,01**
PEND	-0,03527	-0,00318	0,00868	0,01423	0,02958	0,37
EXPO	-0,00255	-0,00097	-0,00030	-0,00002	0,00077	0,90
ALTITUD	-0,00398	-0,00048	0,00078	0,00221	0,00364	< 0,001***

*** = significativo al 0,1% de confiabilidad; ** = significativo al 1%; * = significativo al 5%.

Estos resultados confirman que el tamaño de los incendios está influenciado no sólo por factores ambientales (precipitación, temperatura y altitud), sino también por factores antropogénicos (índice de gravedad de población, distancia a caminos, distancia a localidades, distancia áreas deforestadas). Y que además su efecto es variable en función de la ubicación de los incendios. Es poco lo que se puede hacer para mitigar el efecto de los primeros, pero es mucho lo que se puede hacer para reducir el efecto de los segundos. Si bien es cierto que los incendios que se localizan cerca de los caminos y poblados son de magnitud baja, su frecuencia constante y recurrente incrementa el costo de oportunidad y disminuye la posibilidad de atender otras prioridades. En el lado opuesto, los incendios que ocurren en áreas remotas o de baja densidad caminera no son muy frecuentes, pero sus efectos son tan fuertes que pueden traer consecuencias irreparables. En 1998, por ejemplo, un incendio que se propagó en la Reserva de la Biósfera de la Michilía, una área natural protegida al sur del estado que por muchos años no registró presencia de incendios (Fulé y Covington, 1999) y se caracteriza por tener una baja densidad de caminos en su parte central, ocasionó un incendio de grandes magnitudes que reemplazó por completo la cubierta forestal y ocasionó la muerte de uno de sus combatientes.

Las áreas deforestadas para la siembra de cultivos agrícolas es también otro factor que influye significativamente en el tamaño de los incendios. Pérez-Verdín *et al.* (2009) encontraron que uno de los factores más importantes que influyen en la deforestación es la agricultura de baja intensidad en áreas forestales. Debido a que el suelo no es propicio para cultivos agrícolas (como el maíz, principalmente), en pocos años el terreno desmontado se abandona y se localiza otro (o se expande el actual) para iniciar nuevamente el proceso de clareo y limpia. Esa nueva área tiende por lo general a estar cerca de los caminos y poblados para disminuir el esfuerzo y los costos de producción (transporte, insumos, etc.). En ese proceso de limpia de terreno el fuego actúa como una de las principales herramientas de trabajo. Cuando desafortunadamente se combina con ciertos factores climáticos y no existe la capacidad de control, se convierte en un agente muy nocivo al ecosistema.

Algunas implicaciones que este estudio puede traer son un mejor entendimiento de los impactos de los factores que estimulan el tamaño de los incendios forestales, especialmente los de carácter antropogénico, y el rediseño de programas de respuesta en los focos rojos (*hotspots*), así como en las áreas adyacentes a los caminos principales, áreas cercanas a los centros de población y áreas deforestadas (cuyo uso ha sido para agricultura o ganadería, principalmente). Rodríguez-Trejo y Fulé (2003) discuten una serie de medidas que pueden implementarse para reducir el efecto negativo del fuego. Por ejemplo, citan una mayor capacitación a los usuarios del bosque (agricultores, ganaderos, recreacionistas, etc.), el mantenimiento de caminos para el transporte (que faciliten el transporte de las brigadas de combate), la aplicación de aclareos, quemas controladas, brechas cortafuego en perímetros adyacentes a los caminos, etc. Sus propuestas de manejo son divididas en los casos cuando los incendios son excesivos, normales (apropiados) o insuficientes.

CONCLUSIONES

Se realizó una evaluación espacio-temporal de los incendios forestales durante el periodo 2000-2011 en Durango, México, así como de los factores más importantes que los motivan. De acuerdo con los resultados, los incendios en el estado de

Durango se distribuyen espacialmente de manera agregada y son no estacionarios temporalmente. El modelo de regresión geográficamente ponderado es una herramienta muy adecuada para el estudio de fenómenos como los incendios forestales. Este modelo, a diferencia del método de regresión lineal simple, asigna una ponderación diferente a medida que las observaciones incrementan su distancia y se hacen más disímiles. Ayuda también a identificar factores que tienen un efecto constante o variable de acuerdo con la posición geográfica. En este caso, los factores índice de gravedad de población (IGP), distancia a caminos (CAMINOS), distancia a áreas deforestadas (DEFOREST), precipitación (PRECIP), temperatura (TEMP) y altitud (ALTITUD) son no estacionarios en el área de estudio y en el periodo de tiempo analizado. La no estacionalidad sugiere que el tamaño de los incendios forestales depende de su posición geográfica y de la influencia de los factores antes mencionados. Se recomienda ampliamente el uso de estas herramientas estadísticas variables estocásticas y profundizar más sobre la heterogeneidad espacial de estos factores.

Los factores más importantes que inciden en la magnitud de los incendios se pueden clasificar como de tipo ambiental (precipitación, temperatura y altitud) y antropogénico (distancia a caminos, distancia a localidades, distancia a zonas deforestadas e índice de gravedad de población). El enfoque de los técnicos forestales es, desde luego, en aquellos factores que pueden manipularse como la construcción y mantenimiento de caminos y en la capacitación a los usuarios del recurso forestal. El hombre actúa como el principal generador del fuego, pero es el mismo hombre y sus recursos el que puede hacer que su magnitud se reduzca o incremente. Los resultados sugieren que es necesario fomentar las acciones para concientizar y elevar el nivel de educación de los usuarios de los terrenos forestales, así como ejecutar una serie de medidas para reducir la frecuencia/tamaño de los incendios. Entre ellas están: una mayor capacitación a los usuarios del bosque (agricultores, ganaderos recreacionistas, etc.), el mantenimiento de caminos para el transporte de productos forestales, la aplicación de aclareos, quemas controladas, brechas cortafuego en perímetros adyacentes a los caminos, etcétera.

AGRADECIMIENTOS

Este estudio se desarrolló con financiamiento del Instituto Politécnico Nacional, proyecto SIP 20110943, Conacyt y de la Comisión de Operación y Fomento de Actividades Académicas (COFAA) del IPN. Expresamos nuestro agradecimiento a la Comisión Nacional Forestal (Conafor) Gerencia Estatal Durango y a la Coordinación General del Servicio Meteorológico Nacional, por los apoyos recibidos en la recolección de datos. Agradecemos también al doctor Marín Pompa García por los comentarios y sugerencias recibidas en este trabajo.

REFERENCIAS

Alanís-Rodríguez E., Jiménez-Pérez J., Espinoza-Vizcarra D., Jurado-Ybarra E., Aguirre-Calderón O.A., González-Tagle M.A. 2008. Evaluación del estrato arbóreo en un área restaurada post-incendio en el parque ecológico Chipinque, México. Revista Chapingo. Serie Ciencias Forestales y del Ambiente 14(2):113-118

Ávila-Flores, D.Y., M. Pompa-García y E. Vargas-Pérez. 2010a. Spatial analysis of fire occurrence in the Durango State. Revista Chapingo. Serie Ciencias Forestales 16(2):253–260.

Ávila-Flores, D.Y., M. Pompa-García, S. Antonio-Nemiga, D.A. Rodríguez-Trejo, E. Vargas-Pérez y J. Santillán Pérez. 2010b. Driving factors for forest fire occurrence in Durango State of Mexico: A geospatial perspective. Chinese Geographical Science 20(6):491-497.

Brady, M. y E. Irwin. 2011. Accounting for spatial effects in economic models of land use: Recent developments and challenges ahead. Environ. Resource Econ. 48:487-509.

Burt, J.E. y G.M. Barber. 1996. Elementary statistics for geographers. 2a. ed. The Guilford Press. Nueva York, 640 p.

Cliff, A.D. y J.K. Ord. 1981. Spatial processes: Models and Applications. Pion: London.

Conafor (Comisión Nacional Forestal). 2012. Reporte nacional de incendios forestales. Publicación interna de trabajo. Conafor. Guadalajara, Mex. Disponible en http://www.mexicoforestal.gob.mx/files/120427%20reporte%20nacional%20incendios.pdf (Último acceso mayo 12, 2012).

Drury, S.A. y T.T. Veblen. 2008. Spatial and temporal variability in fire occurrence within the Las Bayas forestry reserve, Durango, Mexico. Plant Ecology 197:299-316.

Fortin, M.J, P. Drapeau y P. Legendre. 1989. Spatial autocorrelation and sampling design in plant ecology, Vegetatio 83: 209-222.

Fotheringham, A.S., C. Brunsdon y M. Charlton. 2002. Geographically weighted regression: The analysis of spatially varying relationships. 1a. ed. John Wiley & Sons, LTD. West Sussex, Inglaterra. 284 p.

Fulé, P.Z. y W.W. Covington. 1999. Fire regime changes in La Michilia Biosphere Reserve, Durango, Mexico. Conservation Biology 13(3):640-652.

Geary, R.C. 1954. The contiguity ratio and statistical mapping. The Incorporated Statistician 5: 115-145.

Gettis, A. y J.K. Ord. 1992. The analysis of spatial association by use of distance statistics. Geographical Analysis 24(3):189-207.

González-Elizondo, M.S., M. González-Elizondo, J.A. Tena-Flores, L. Ruacho-González y L. López-Enríquez L. 2012. Vegetación de la Sierra Madre Occidental, México: Una síntesis. Acta Botánica Mexicana 100:351-403.

Harris, P., C. Brundson y A.S. Fotheringham. 2011. Links, comparisons and extensions of the geographically weighted regression model when used as a spatial predictor. Stoch. Environ. Res. Risk. Assess. 25:123-138.

Hines, W.G.S. y R.J. Hines. 1979. The Eberhardt statistic and the detection of nonrandomness of spatial point distributions. Biometrika 66:73-79.

Moran, P.A.P. 1950. Notes on continuous stochastic phenomena. Biometrika, 37:17-23.

Olayo-González, M.A. Gerente Estatal Conafor Durango. Comunicación Personal. 6 de noviembre. 2012.

Oliver, C.D. y B.C. Larson. 1996. Forest stand dynamics. McGraw Hill. Nueva York, 509 p.

Overmars, K.P., G.H.J. de Koning y A. Veldkamp. 2003. Spatial autocorrelation in multi-scale land use models. Ecological Modelling, 164:257-270.

Pérez-Verdín, G., Y-S Kim, D. Hospodarski y A. Tecle. 2009. Factors driving deforestation in common-pool resources in northern Mexico. Journal of Environmental Management 90:331-340.

Poudyal, N.C., S.H. Cho, J.D. Strickland y D.G. Hodges. 2011. An analysis of forestland change on the northern Cumberland Plateau: Bridging the broad units and fine units datasets in a landuse model. In: J. Gan, S. Grado e I.A. Munn. Eds. Global Change and Forestry, economic and policy impacts and responses. Nova Science Publishers. Nueva York, p:63-75.

Rodríguez-Trejo, D.A. y P.Z. Fulé. 2003. Fire ecology of mexican pines and fire management proposal. International Journal of Wildlife Fire 12:23-37.

Shlisky, A., J. Waugh, P. González, M. González, M. Manta, H. Santoso, E. Alvarado, A. Ainuddi-Nuruddin, D.A. Rodríguez-Trejo, R. Swaty, D. Schmidt, M. Kaufmann, R. Myers, A. Alencar, F. Kearns, D. Johnson, J. Smith y D. Zollner. 2007. Fire, ecosystems and people: Threats and strategies for global biodiversity conservation. The Nature Conservancy Global Fire Initiative Technical Report 2007-2. IV Conferencia Internacional sobre Incendios Forestales. Sevilla, España. 13-17 de mayo de 2007.

Tobler, W.R. 1970. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. Economic Geography 46(2):234-240.

Wong W.S.D y J. Lee. 2005. Statistical analysis of geographic information with ArcView GIS and ArcGIS. John Wiley. Nueva York, 464 p.

Manuscrito recibido el 13 de junio de 2012.
Aceptado el 27 de febrero de 2013.

Este documento se debe citar como:
Perez-Verdin, G., M.A. Márquez-Linares, A. Cortés-Ortiz y M. Salmerón Macías. 2013. Análisis espacio-temporal de la ocurrencia de incendios forestales en Durango, México. Madera y Bosques 19(2):37-58.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Composición y diversidad de la vegetación en cuatro sitios del noreste de México

Composition and diversity of the vegetation in four sites of Mexico's Northeast

Roque G. Ramírez-Lozano[1], Tilo G. Domínguez-Gómez[2], Humberto González-Rodríguez[2*], Israel Cantú-Silva[2], Marco V. Gómez-Meza[3], Jorge I. Sarquís-Ramírez[4] y Enrique Jurado[1]

RESUMEN

En el verano de 2007 se determinó la composición y diversidad de la vegetación arbustiva y arbórea en cuatro sitios del estado de Nuevo León. El sitio 1 (S1, Bosque Escuela) a una altitud de 1600 m se ubicó en el municipio de Iturbide, Nuevo León, México. Los sitios S2 (Crucitas, 550 m), S3 (Campus, 370 m) y S4 (Cascajoso, 300 m) se ubicaron en el municipio de Linares, Nuevo León, México. En cada sitio se establecieron aleatoriamente 10 cuadrantes de 10 m x 10 m, en los cuales se estimaron los valores relativos de abundancia, dominancia, frecuencia y valor de importancia (VI) de los árboles y arbustos presentes. Además, se determinaron parámetros dasométricos como altura y diámetro de copa. La diversidad de especies para cada sitio se estimó con el índice de Shannon Wiener. La similitud entre sitios se determinó con el índice de Jaccard. Se registraron un total de 13 710 individuos pertenecientes a 28 familias, predominando los géneros y especies de la familia Leguminosae (10) seguidos por Fagaceae (4), Rutaceae (4), Euphorbiaceae (3), Oleaceae (3), Cupressaceae (3), Rhamnaceae (2) y Verbenaceae (2). Dieciocho familias sólo presentaron una especie. El sitio con el mayor y menor índice de Shannon fueron el Cascajoso (2,08) y Bosque Escuela (1,64), respectivamente. El índice de Jaccard sólo mostró igualdad de especies entre S2, S3 y S4. Las especies de plantas más frecuentes fueron: en S1, *Quercus canbyi, Pinus pseudostrobus* y *Rhus pachyrrachys* (con 11,9%); en S2 *Havardia pallens* (9,9%); en S3 *Havardia pallens* y *Forestiera angustifolia* (con 9,8 %) y en S4 *Acacia rigidula, Cordia boissieri* y *Karwinskia humboldtiana* (con 9,8%). Los sitios S2 y S3 presentaron la mayor riqueza específica de especies, posiblemente debido a tener mayor precipitación pluvial.

PALABRAS CLAVE:
Iturbide, Linares, Nuevo León, parámetros dasométricos, valor de importancia.

ABSTRACT

During the summer of 2007, a study of the status of trees and woody vegetation was performed at four sites, in the state of Nuevo Leon, Mexico. Site one (S1, Bosque Escuela) was located at 1600 m elevation in Iturbide county. Sites S2 (Crucitas, 550 m), S3 (Campus, 350 m) and S4 (Cascajoso, 300 m) were located in Linares county. In each site, 10 random plots (10 m x 10 m) were laid out, and relative abundance, relative dominance and relative frequency were estimated. In addition, dasometric parameters such as height and crown diameter were determined. Plant diversity was estimated by the Shannon-Wiener index, and similarity between sites was calculated using the Jaccard index. A total of 13710

1 Facultad de Ciencias Biológicas, Universidad Autónoma de Nuevo León. San Nicolás de los Garza, Nuevo León, México.
2 Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León, Linares, Nuevo León, México.
3 Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León. Monterrey, Nuevo León, México.
4 Facultad de Ciencias Biológicas y Agropecuarias, Universidad Veracruzana, Córdoba, Veracruz, México.
* Autor para correspondencia: humberto.gonzalezrd@uanl.edu.mx

individual plants belonging to 28 families were registered. Leguminosae had the highest number of species (10) followed by Fagaceae (4), Rutaceae (4), Euphorbiaceae (3), Oleaceae (3), Cupressaceae (3), Rhamnaceae (2) and Verbenaceae (2). Eighteen families included only one species. The site with higher and lower Shannon index was Cascajoso (2,08) and Bosque Escuela (1,64), respectively. The Jaccard index showed similarity among species only among S2, S3 and S4 sites. The plant species more frequent were: in S1 *Quercus canbyi, Pinus pseudostrobus* and *Rhus pachyrranchys* (11,9%); in S2 *Havardia pallens* (9,9%); in S3 *Havardia pallens* and *Forestiera angustifolia* (9,8%) and in S4 *Acacia rigidula, Cordia boissieri* and *Karwinskia humboldtiana* (9,8%). S2 and S3 were the sites with the greatest species diversity, perhaps as a result of higher rainfall.

KEY WORDS:
Iturbide, Linares, Nuevo Leon, dasometric parameters, importance value.

INTRODUCCIÓN

En Nuevo León hay diferentes tipos de vegetación; destacan los bosques de pino, encino y pino-encino (Vargas, 1999; Silva y González, 2001) y los matorrales subtropicales de las planicies semiáridas. Este último tipo de vegetación, denominado Matorral Espinoso Tamaulipeco, está constituido de especies deciduas y siempre verdes o perennes (Reid *et al.*, 1990) y está caracterizado por una amplia variedad de patrones de crecimiento, así como diversidad en la longevidad foliar que se debe al papel de varios factores del medio que influyen en la estructura de las comunidades vegetales: *1)* dentro de sitios, entre sitios de una región o entre regiones (Menge y Olson, 1990); *2)* el paisaje que juega un papel importante en la organización de las comunidades (Valverde *et al.*,1996); *3)* el clima que influye en la organización de las comunidades (González-Medrano, 1996), *4)* los componentes bióticos relacionados con la dispersión de semillas (Jerry *et al.*, 2002) y *5)* los factores edáficos (Abd El-Ghani, 2000; Yoder y Nowak, 2000).

En las regiones semiáridas, como el noreste de México, la composición florística y la estructura de la vegetación están fuertemente determinadas por el contenido de humedad del suelo disponible para desarrollo de las plantas (Reid *et al.*, 1990), a tal grado que se reconoce como el principal factor limitante en estas regiones. El agua disponible para las plantas no solamente está relacionada con la precipitación anual, sino también con las propiedades físicas del suelo y la topografía, que modifican la capacidad de retención del agua, percolación y las tasas de evaporación de los sustratos (González-Rodríguez *et al.*, 2009). Asimismo, los disturbios naturales y antropogénicos frecuentemente alteran la composición florística y la estructura de la vegetación (Jiménez, 2009). Por lo tanto, es importante complementar los estudios de vegetación con una clasificación de las especies dentro de un espectro de formas de vida y biológicas que provea componentes estructurales de los conjuntos de vegetación (Batalha y Martins, 2004).

OBJETIVOS

Este estudio tuvo como objetivos describir y comparar la composición y diversidad de plantas arbóreas y arbustivas en cuatro áreas del estado de Nuevo León con diferente nivel de altitud.

METODOLOGÍA

Localización y descripción de los sitios de estudio

El estudio se llevó a cabo durante el verano de 2007 en cuatro sitios ubicados en el estado de Nuevo León, México (Fig. 1). La distancia entre sitios fue la siguiente: entre

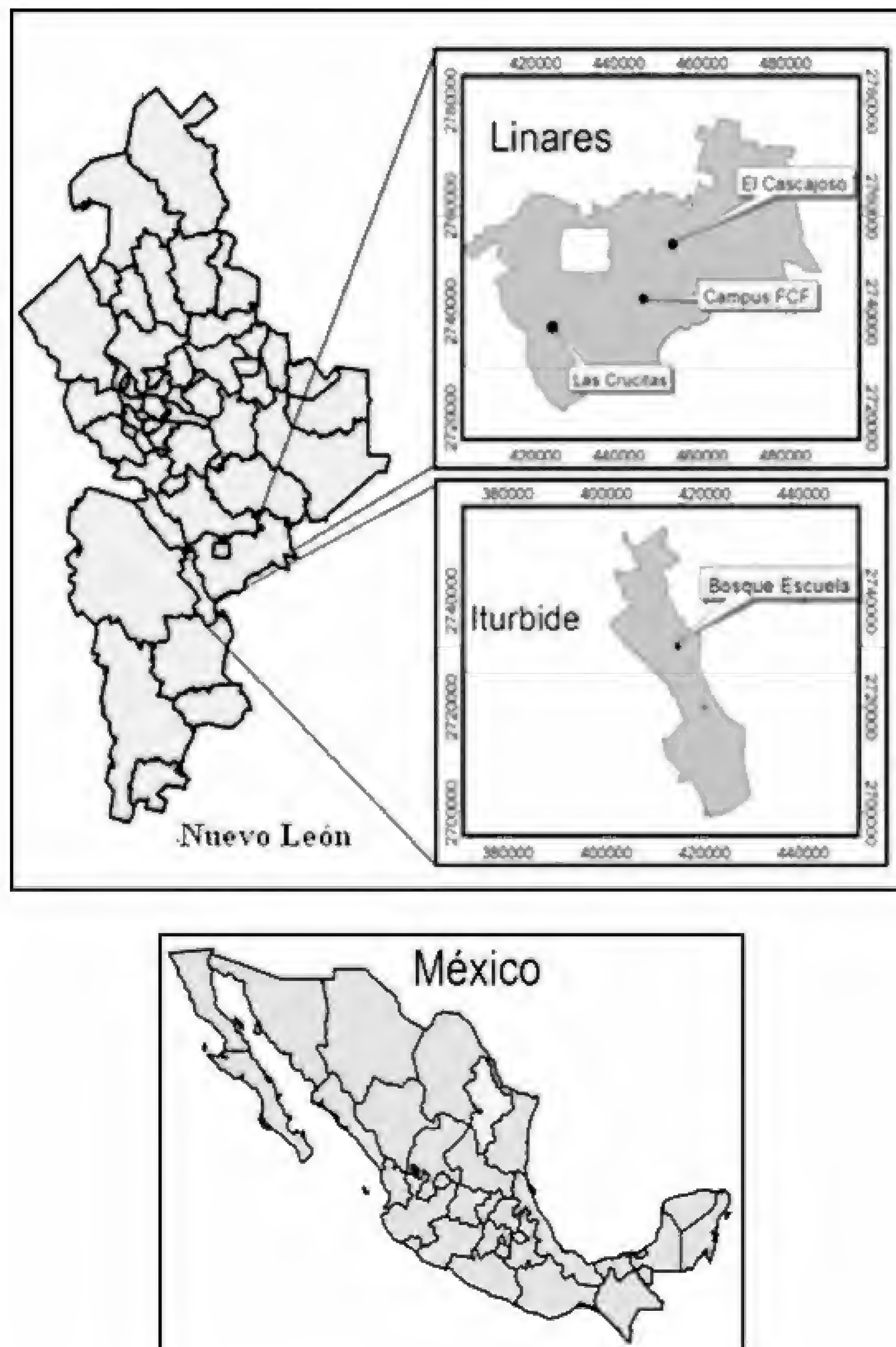


Figura 1. Localización de los sitios de estudio.

S1 y S2 35 km, de S2 a S3 28 km y entre S3 y S4 29 km. En la tabla 1 se muestra la descripción de los sitios de estudio.

Evaluación de la vegetación

En cada sitio se establecieron al azar 10 unidades de muestreo de 10 m x 10 m en un área de aproximadamente 2500 m^2. En cada unidad se evaluaron todas las especies arbóreas y arbustivas presentes. A cada ejemplar se le determinaron los parámetros dasométricos de altura total (m) y cobertura (m^2) de copas; este último se estimó tomando la longitud del largo (norte-sur) por ancho (oriente-poniente) de cada copa.

Tabla 1. Descripción de los cuatro sitios de estudio.

	Sitio de estudio			
	S1	*S2*	*S3*	*S4*
Características	*Bosque Escuela*	*Crucitas*	*Campus*	*Cascajoso*
Coordenadas	24º42'28"N 99º5'43"O	24º46'35"N 99º4'44"O	24º46'43"N 99º31'39"O	24º54'17"N 99º25'43"O
Altitud (msnm)	1600	550	370	300
Vegetación	bosques de pino-encino	bosque pino-encino y matorral alto subinerme	MET	MET
Temperatura media anual	14 ºC	21 ºC	14 ºC	12 ºC
Precipitación media anual	635 mm	755 mm	805 mm	672 mm
Suelo	Castañozem y Leptosol	Castañozem y Chernozem	Vertisol	Vertisol Calcárico

FUENTE: (SPP-INEGI, 1986; Bravo Garza, 1999; INEGI, 2001).

Análisis de la información

Se determinaron los indicadores ecológicos como: abundancia (A), dominancia (D), frecuencia (F) y valor de importancia (VI). La diversidad de especies se determinó mediante el índice Shannon Wiener, uno de los más frecuentes para determinar la diversidad de plantas de un hábitat (Matteucci *et al.*, 1999). Para determinar la similitud entre sitios de muestreo se utilizó el índice de Jaccard, cuyos datos cualitativos están basados en la presencia o ausencia de las especies en los sitios (Magurran, 1988). En este estudio, para estimar la dominancia de las especies se utilizaron los datos de área de copa en lugar del área basal.

Los datos obtenidos con el índice de Shannon fueron analizados estadísticamente. Los resultados no presentaron homogeneidad de varianzas (prueba de Levene a P=0,05), pero sí mostraron una distribución normal de acuerdo con las pruebas estadísticas de Kolmogorov-Smirnov (con la corrección de Lilliefors) y Shapiro-Wilk (Brown y Forsythe, 1974); por tanto, los datos fueron analizados mediante la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis con la corrección de Bonferroni (Steel y Torrie, 1980; Ott, 1993) para detectar diferencias estadísticas en el índice de Shannon entre los sitios.

Los datos de densidad (n/ha) no mostraron distribución normal según las pruebas de Kolmogorov-Smirnov (con la corrección de Lilliefors) y Shapiro-Wilk, tampoco mostraron homogeneidad de varianzas (prueba de Levene; P=0,05). Por lo anterior, los datos fueron analizados mediante la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis con la corrección de

Bonferroni. Los datos de cobertura no mostraron distribución normal (prueba de Shapiro-Wilk), por lo que se analizaron a través de la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis con la corrección de Bonferroni.

Todos los procedimientos estadísticos fueron realizados mediante el uso del paquete estadístico SPSS versión 13.0.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Composición florística

Se registraron un total de 13 710 individuos pertenecientes a 28 familias, predominando las plantas de la familia Leguminosae (10) seguidas por Fagaceae (4), Rutaceae (4), Euphorbiaceae (3), Oleaceae (3), Cupressaceae (3), Rhamnaceae

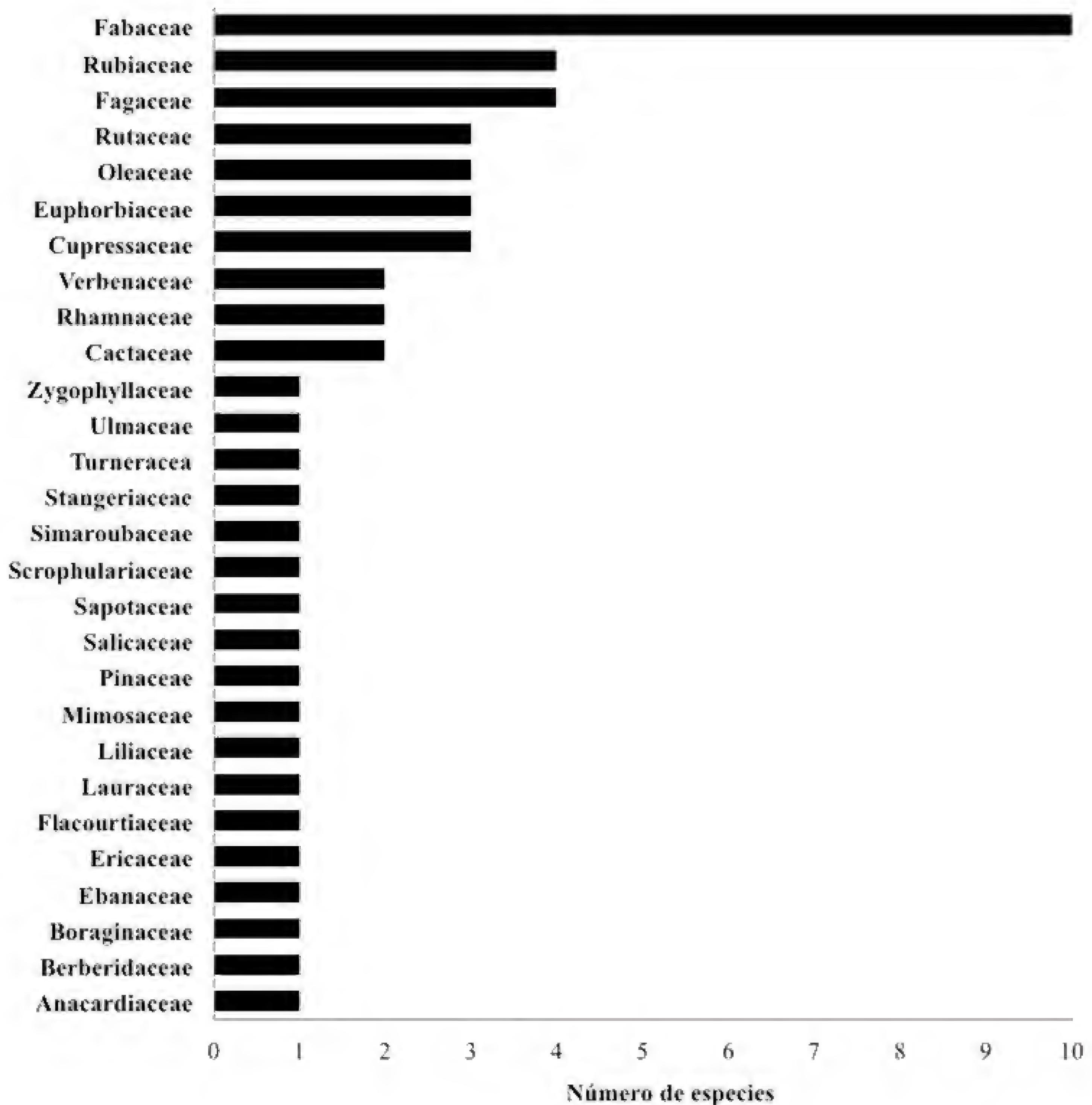


Figura 2. Distribución del número de especies por familia, en los cuatro sitios de estudio.

(2) y Verbenaceae (2). En las restantes 18 familias sólo se presentó una especie por familia (Fig. 2). La alta presencia de individuos de la familia Leguminosae como *Acacia farnesiana* y *A. rigidula*, especies presentes en tres sitios (S2, S3 y S4), se debe probablemente a que en el estado de Nuevo León, algunos taxa son abundantes sobre grandes extensiones, como *Acacia rigidula, A. constricta, A. berlandieri, A. farnesiana* y *Prosopis glandulosa*, asociados a diversas comunidades de matorral xerófilo. Asimismo, factores tales como la exigua disponibilidad de nutrientes en el suelo, intolerancia a la sombra y mecanismos relacionados con la reproducción pueden incrementar el número de individuos de la familia Leguminosae (García y Jurado, 2008; Jiménez-Pérez *et al.*, 2009).

De acuerdo con el análisis estadístico, para los datos de densidad no se detectaron diferencias significativas (χ^2=0,495; P=0,922) entre los sitios. La densidad para los sitios 1, 2, 3 y 4 fue 3,850; 3,120; 3,360 y 3,380 (individuos/ha), respectivamente.

La prueba de Kruskal-Wallis mostró que los datos obtenidos de diversidad fueron significativamente diferentes entre sí, con valores de 1,64; 1,92; 2,02 y 2,08 para S1, S2, S3 y S4, respectivamente. Resultados similares (2,6; 2,8 y 2,4 para S1, S2 y S3, respectivamente) fueron encontrados por González-Rodríguez *et al.* (2010), quienes cuantificaron la diversidad de especies en tres sitos localizados en el matorral espinoso tamaulipeco (MET) del estado de Nuevo León. Asimismo, Espinoza y Návar (2005), en cinco sitios con diferente nivel de productividad en el MET, encontraron valores de 2,8; 2,5; 2,7; 3,2 y 2,9 y argumentan que la semejanza en los índices de Shannon pudiera deberse a que los cambios en la riqueza de especies se equilibran con los cambios en la abundancia. Es decir, mientras que el gradiente de riqueza de especies se mueve en una dirección, la abundancia se mueve en otra dirección.

La diversidad en los sitios de muestreo, en general es caracterizada como intermedia en comparación con determinaciones similares obtenidas en análisis tipo para la región (González-Rodríguez *et al.*, 2010). Lo anterior pudiera significar que el ecosistema de esa región tiene relevancia ecológica media, con fuertes variaciones en la tendencia de la diversidad de las especies, debida en parte a las condiciones climáticas, físicas y ecológicas del hábitat de la región y posibles cambios en uso del suelo hacia la ganadería extensiva (Alanís *et al.*, 2008).

El índice de Jaccard (Tabla 2) muestra que las especies del S1 son muy diferentes a las de S2 (0,02), S3 (0,00) y S4 (0,06). Sin embargo, al comparar S2 con S3 (0,47) y con S4 (0,21) y S3 con S4 (0,33) tienen mayor similitud de especies. Lo que significa que el S2, S3 y S4 son similares en su composición de especies y

Tabla 2. Índices de similitud florística de Jaccard entre sitios.

	Sitio de estudio			
	Bosque Escuela (S1)	*Crucitas (S2)*	*Campus (S3)*	*Cascajoso (S4)*
S2	0,02			
S3	0,00	0,47		
S4	0,06	0,21	0,33	

Tabla 3. Parámetros ecológicos para las especies identificadas en el sitio Bosque Escuela (S1).

Especie vegetal	Densidad n/ha	Altura Promedio (m)	Cobertura (m^2/ha)	A (%)	D (%)	F (%)	VI (%)
Acacia farnesiana (L.) Willd	130	2,1	101	3,4	0,7	6,9	3,7
Arbutus xalapensis Kunth	110	1,9	151	2,9	1,0	8,3	4,1
Cercis canadensis G. B. Hinton	330	3,1	426	8,6	2,9	6,9	6,1
Croton torreyanus Müll. Arg	120	0,9	32	3,1	0,2	1,4	1,6
Cupressus arizonica Greene	250	2,8	678	6,5	4,6	5,6	5,6
Juniperus deppeana Steud	300	4,4	1426	7,8	9,6	6,9	8,1
Juniperus flaccida Schltdl	10	5,6	66	0,3	0,4	2,8	1,2
Litsea pringlei Bartlett	30	2,2	18	0,8	0,1	4,2	1,7
Opuntia engelmannii Salm-Dyck	20	0,7	4	0,5	0,0	2,8	1,1
Pinus pseudostrobus Lindl	620	5,6	8961	16,1	60,4	13,9	30,1
Quercus canbyi Trel	1220	3,0	2003	31,7	13,5	13,9	19,7
Quercus glaucoides Mart & Gal	330	1,2	171	8,6	1,2	11,1	7,0
Quercus laceyi Small	10	3,0	36	0,3	0,2	1,4	0,6
Rhus pachyrrachys Gray	370	2,6	770	9,6	5,2	13,9	9,6
Total	3850	2,8	14 844	100,0	100,0	100,0	100,0

A= abundancia; D= dominancia; F= frecuencia; VI = valor de importancia.

Tabla 4. Parámetros ecológicos para las especies identificadas en el sitio Crucitas (S2).

Especie vegetal	Densidad n/ha	Altura Promedio (m)	Cobertura (m^2/ha)	A (%)	D (%)	F (%)	VI (%)
Acacia farnesiana (L.) Willd	20	7,0	395	0,6	2,2	1,0	1,3
Acacia rigidula Benth	10	1,9	2	0,3	0,0	1,0	0,4
Amyris texana Buckley	20	2,5	29	0,6	0,2	1,0	0,6
Berberis chochoco Schldl	10	1,4	1	0,3	0,0	1,0	0,4
Bernardia myricaefolia Scheele	10	4,0	78	0,3	0,4	1,0	0,6
Bumelia lanuginosa Pers	190	2,2	189	6,1	1,1	4,0	3,7
Caesalpinia mexicana Gray	90	4,7	325	2,9	1,8	3,0	2,6
Celtis pallida Torr	60	4,0	372	1,9	2,1	4,0	2,7
Condalia hookeri M.C. Johnst	90	3,3	300	2,9	1,7	5,9	3,5
Cordia boissieri A.D.C.	400	3,0	1422	12,8	8,0	8,9	9,9
Croton ciliato-gladulifer Ortega	120	1,8	43	3,8	0,2	5,0	3,0
Dioon edule Lindl	10	1,0	11	0,3	0,1	1,0	0,5
Dyospiros texana Scheele	160	4,3	850	5,1	4,8	3,0	4,3
Ebenopsis ebano Berland	30	5,4	342	1,0	1,9	3,0	2,0
Eysenhartia polystachia Ortega	20	3,8	28	0,6	0,2	2,0	0,9
Forestiera angustifolia Torr	120	2,7	281	3,8	1,6	5,0	3,5
Fraxinus greggii A. Gray	30	5,2	458	1,0	2,6	2,0	1,9
Fraxinus cupirata	20	5,7	503	0,6	2,8	1,0	1,5
Havardia pallens Benth	460	5,2	1976	14,7	11,2	9,9	11,9
Helietta parvifolia Benth	50	1,7	41	1,6	0,2	2,0	1,3
Karwinskia humboldtiana Schult	40	2,3	70	1,3	0,4	3,0	1,6
Lantana macropoda Torr	10	0,9	2	0,3	0,0	1,0	0,4
Neopringlea integrifolia S. Watson	30	1,7	21	1,0	0,1	2,0	1,0
Quercus virginiana Mill	10	10,4	5514	3,2	31,1	7,9	14,1
Randia ragocarpa Standl	310	2,3	478	9,9	2,7	5,9	6,2
Sargentea greggii S. Watson	500	4,6	3217	16,0	18,2	7,9	14,0
Xylosma flexuosum Kunth	60	1,9	97	1,9	0,5	3,0	1,8
Zanthoxylum fagara (L.) Sarg	150	4,5	667	4,8	3,8	5,0	1,3
Total	3120	3,5	17 712	100,0	100,0	100,0	100,0

A= abundancia; D= dominancia; F= frecuencia; VI = valor de importancia.

Tabla 5. Parámetros ecológicos para las especies identificadas en el sitio Campus (S3).

Especie vegetal	*Densidad n/ha*	*Altura Promedio (m)*	*Cobertura (m^2/ha)*	*A (%)*	*D (%)*	*F (%)*	*VI (%)*
Acacia berlandieri Benth	10	2,9	23	0,3	0,2	1,0	0,5
Acacia rigidula Benth	330	3,3	1075	9,8	7,9	7,8	8,5
Amyris texana Buckley	20	2,2	32	0,6	0,2	2,0	0,9
Bernardia myricaefolia Scheele	700	2,1	1681	20,8	12,4	8,8	14,0
Bumelia lanuginosa Pers	150	4,5	658	4,5	4,9	3,9	4,4
Castela texana Torrey & A. Gray	10	1,8	23	0,3	0,2	1,0	0,5
Celtis pallida Torr	200	3,9	982	6,0	7,3	6,9	6,7
Cercidium macrum I.M. Johnst	10	6,7	96	0,3	0,7	1,0	0,7
Citharexylum berlandieri S. Watson	20	4,0	39	0,6	0,3	2,0	1,0
Condalia hookeri M.C. Johnst	120	4,4	538	3,6	4,0	7,8	5,1
Cordia boissieri A.D.C.	190	4,2	1482	5,7	11,0	8,8	8,5
Dyospiros texana Scheele	190	4,7	1057	5,7	7,8	6,9	6,8
Eysenhardtia polystachya Ortega	200	5,5	580	6,0	4,3	6,9	5,7
Forestiera angustifolia Torr	450	2,4	1508	13,4	11,1	9,8	11,4
Havardia pallens Benth	290	5,1	1767	8,6	13,1	9,8	10,5
Helietta parvifolia Benth	10	1,5	6	0,3	0,0	1,0	0,4
Karwinskia humboldtiana Schult	10	2,3	24	0,3	0,2	1,0	0,5
Leucophyllum frutescens I.M John	90	2,2	176	2,7	1,3	2,0	2,0
Neopringlea integrifolia S. Watson	10	2,3	33	0,3	0,2	1,0	0,5
Porlieria angustifolia A. Gray	20	1,6	24	0,6	0,2	2,0	0,9
Randia ragocarpa Standl	30	2,3	36	0,9	0,3	2,0	1,1
Zanthoxylum fagara (L.) Sarg.	300	4,5	1687	8,9	12,5	6,9	9,4
Total	3360	3,4	13 527	100,0	100,0	100,0	100,0

A= abundancia; D= dominancia; F= frecuencia; VI = valor de importancia.

Tabla 6. Parámetros ecológicos para las especies identificadas en el sitio Cascajoso (S4).

Especie vegetal	*Densidad n/ha*	*Altura Promedio (m)*	*Cobertura (m^2/ha)*	*A (%)*	*D (%)*	*F (%)*	*VI (%)*
Acacia farnesiana (L.) Willd	50	2,0	175	1,5	2,5	2,9	2,3
Acacia rigidula Benth	260	1,9	588	7,7	8,6	9,8	8,7
Celtis pallida Torr	110	2,3	269	3,3	3,9	5,9	4,4
Cercidium macrum I.M. Johnst	10	3,0	71	0,3	1,0	1,0	0,8
Cordia boissieri A.D.C.	390	2,3	2245	11,5	32,7	9,8	18,0
Croton ciliaton-glandulifer Ortega	120	0,7	53	3,6	0,8	2,9	2,4
Forestiera angustifolia Torr	640	1,5	1389	18,9	20,2	7,8	15,6
Karwinskia humboldtiana Schult	390	1,2	353	11,5	5,1	9,8	8,8
Leucophyllum frutescens I.M. Johnst	130	0,9	57	3,8	0,8	5,9	3,5
Mimosa malacophylla A. Gray	20	1,3	26	0,6	0,4	2,0	1,0
Opuntia engelmannii Salm-Dyck	160	1,4	338	4,7	4,9	5,9	5,2
Opuntia leptocaulis D.C.	360	0,8	291	10,7	4,2	6,9	7,3
Porlieria angustifolia A. Gray	40	2,2	57	1,2	0,8	1,0	1,0
Prosopis laevigata M.C. Johnston	70	2,2	264	2,1	3,8	4,9	3,6
Randia ragocarpa Standl	260	0,8	159	7,7	2,3	7,8	5,9
Turnera difusa Willd.	290	1,0	341	8,6	5,0	8,8	7,5
Yucca filifera Hort	50	4,6	159	1,5	2,3	4,9	2,9
Zanthoxylum fagara (L.) Sarg	30	1,9	41	0,9	0,6	2,0	1,2
Total	3380	1,8	6875	100,0	100,0	100,0	100,0

A= abundancia; D= dominancia; F= frecuencia; VI = valor de importancia.

destacan por su mayor número de individuos, lo cual los distingue del S1, quizá por la precipitación históricamente registrada. El S1 sobresale por su menor número de individuos y con más especies arbóreas que arbustivas, tal vez por la mayor altitud a la que se encuentra y las características de este ecosistema que lo hace diferente al de los demás sitos evaluados.

Indicadores ecológicos

Con respecto a los datos de cobertura, la prueba de Kruskal-Wallis detectó diferencias significativas (χ^2= 20,18; P=0,001) entre los sitios de estudio. Las mayores coberturas correspondieron a S1, S2 y S3 (Tablas 3-5) con valores de 14 844 m^2/ha, 17 712 m^2/ha y 15 527 m^2/ha, respectivamente; mientras que el sitio de menor cobertura correspondió a S4 (Tabla 6) con 6875 m^2/ha. Los individuos del S1 tuvieron una altura promedio de 2,8 m (Tabla 3). Las plantas con mayor altura fueron *Pinus pseudostrobus* y *Juniperus flaccida* y la menor fue *Opuntia engelmannii*. La especie *Pinus pseudostrobus* tuvo la mayor cobertura (8961 m^2/ha) y *Opuntia engelmannii* (4 m^2/ha) la menor. *Quercus canbyi* fue la más abundante y *Opuntia engelmannii* la menos abundante. La especie dominante fue *Pinus pseudostrobus* y *Croton torreyanus* fue la especie con menor dominancia. *Quercus canbyi* también fue la especie más frecuente junto con *Pinus pseudostrobus*. Esta última tuvo el mayor valor de importancia y *Quercus laceyi* presentó el menor (Tabla 3). Las especies del S2 tienden a presentar mayor altura (3,5 m) comparadas con las de otros sitios. La especie con mayor altura (10,4 m) y cobertura (5515 m^2/ha) fue *Quercus virginiana* y la menor fue *Lantana macropoda* (0,9 m y 2,0 m^2/ha, respectivamente). La especie más abundante fue *Sargentea greggii* mientras que *Acacia rigidula, Barberis chochoco, Bernardia myricaefolia* y *Dioon edule* fueron las menos abundantes. *Quercus virginiana* fue le especie dominante y *Acacia rigidula* y *Lantana macropoda* las especies con menor dominancia. La planta más frecuente fue *Cordia boissieri* y las menos frecuentes fueron *Acacia farnesiana, A. rigidula, Amyris texana, Berberis chochoco* y *Bernardia myricaefolia*. *Sargentea greggii* tuvo el mayor valor de importancia y *Acacia rigidula, Berberis chochoco* y *Lantana macropoda* tuvieron el menor valor de importancia (Tabla 4). Las plantas del S3 mostraron en promedio la segunda mayor altura (3,4 m) con cobertura de 13 527 m^2/ha. La especie con mayor altura fue *Cercidium macrum* (6,7 m) y la menor fue *Helietta parvifolia* (1,5 m). La especie con mayor cobertura fue *Havardia pallens* (1767 m^2/ha) y la menor fue *Helietta parvifolia* (6 m^2/ha). *Bernardia myricaefolia* fue la especie más abundante mientras que *Amyris texana* y *Porlieria angustifolia* fueron las menos abundantes. *Havardia pallens* resultó la de mayor densidad y *Castela texana* la de menor. *Forestiera angustifolia* y *Havardia pallens* fueron las más frecuentes y *Cercidium macrum* la menos frecuente. *Bernardia myricaefolia* tuvo el mayor valor de importancia y *Helietta parvifolia* el menor (Tabla 4). Las especies del S4 presentaron, en promedio, la menor altura (1,8 m) y la menor cobertura (6875 m^2/ha). La especie con mayor altura fue *Yucca filifera* (4,6 m) y *Croton ciliaton-glandulifer* (0,7 m) la menor. *Cordia boissieri* resultó con la mayor cobertura (2245 m^2/ha) y *Mimosa malacophylla* fue menor (26 m^2/ha). *Forestiera angustifolia* fue la especie más abundante y *Mimosa malacophylla* fue menor. La de mayor densidad fue *Cordia boissieri* y la menor fue *Croton ciliaton-glandulifer*. *Cordia boissieri* también mostró la mayor frecuencia mientras que *Cercidium macrum* y *Porlieria angustifolia* mostraron la menor. La especie con mayor valor de importancia fue *Cordia boissieri* y la de menor fue *Cercidium macrum* (Tabla 5).

CONCLUSIONES

Las especies de plantas que presentaron el mayor número de individuos fueron: en S1 *Quercus canbyi* y *Pinus pseudostrobus*; en S2 *Havardia pallens* y *Cordia boissieri*; en S3 *Bernardia myricaefolia* y *Forestiera angustifolia*; en S4 *Forestiera angustifolia, Cordia boissieri* y *Karwinskia humboldtiana*. Las especies de plantas con mayor cobertura fueron: en S1 *Pinus pseudostrobus* y *Quercus canbyi*; en S2 *Quercus virginiana* y *Sargentea greggii*; en S3 *Havardia pallens* y *Zanthoxylum fagara*; en S4 *Cordia boissieri* y *Forestiera angustifolia*. Las especies de plantas que presentaron los mayores valores de importancia fueron: en S1 *Pinus pseudostrobus* y *Quercus canbyi*; en S2, *Quercus virginiana, Sargentea greggii* y *Havardia pallens*; en S3, *Bernardia myricaefolia* y *Forestiera angustifolia* y en S4, *Cordia boissieri* y *Forestiera angustifolia*. Los cuatro sitios mostraron la misma fitodiversidad; sin embargo, S1, localizado a mayor altitud presentó una composición vegetal diferente a los otros sitios. Por tanto, se concluye que factores climatológicos y topográficos tuvieron influencia sobre la composición vegetal, ya que las especies presentaron diferencias en su valor de importancia en los sitios evaluados. Debido a las condiciones medianas de la diversidad de las especies en todos los sitios, sería importante realizar estudios que promuevan la expansión de la vegetación que ayudarían a la sostenibilidad de los ecosistemas de la región.

REFERENCIAS

Abd El-Ghani, M.M. 2000. Floristics and environmental relations in two extreme desert zones of western Egypt. Global Ecology and Biogeography 9:499-516.

Alanís, E., J. Jiménez, O.A. Aguirre, E.J. Treviño, E. Jurado y M.A. González. 2008. Efecto del uso del suelo en la fitodiversidad del matorral espinoso tamaulipeco. Revista Ciencia UANL, XI:56-62.

Batalha, M.A. y F.R. Martins. 2004. Floristic, frequency, and vegetation life-form spectra of a cerrado site. Brazilian Journal of Biology 64:2-10.

Bravo Garza, M.R. 1999. Distribución de la materia orgánica del suelo en ecosistemas naturales e inducidos en el Estado de Nuevo León. Tesis de Licenciatura. Facultad de Ciencias Forestales, UANL. Linares, NL. 84 p.

Brown, M.B. y A.B. Forsythe. 1974. Robust tests for the equality of variances. Journal of the American Statistical Association 69:364-367.

Espinoza-Bretado, R. y J. Návar. 2005. Producción de biomasa, diversidad y ecología de especies en un gradiente de productividad en el matorral espinoso tamaulipeco del Nordeste de México. Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente 11:25-35.

García, J. y E. Jurado. 2008. Caracterización del matorral con condiciones prístinas en Linares N.L., México. Ra Ximhai 4:1-21.

González-Medrano, F. 1996. Algunos aspectos de la evolución de la vegetación de México. Boletín de la Sociedad Botánica de México 58:129-136.

González-Rodríguez, H., I. Cantú-Silva, M.V. Gómez-Meza y W.R. Jordan. 2000. Seasonal plant water relationships in *Acacia berlandieri*. Arid Soil Research and Rehabilitation 14:343-357.

González, R.H. y C.I. Silva. 2001. Adaptación a la sequía de plantas arbustivas del matorral espinoso Tamaulipeco. Revista Ciencia UANL IV:454-461.

González-Rodríguez, H., I. Cantú-Silva, M.V. Gómez-Meza y R.G. Ramírez-Lozano. 2004. Plant water relations of thornscrub shrub species, northeastern Mexico. Journal of Arid Environments 58:483-503.

González-Rodríguez, H., I. Cantú-Silva, M.V. Gómez-Meza, R.G. Ramírez-Lozano, M. Pando-Moreno, I.A. Molina-Camarillo y R.K. Maiti. 2009. Water relations in native trees, northeastern Mexico. International Journal of Agriculture, Environment and Biotechnology II:133-141.

González-Rodríguez, H., R.G. Ramírez-Lozano, I. Cantú-Silva, M.V. Gómez-Meza y J.I. Uvalle-Sauceda. 2010. Composición y estructura de la vegetación en tres sitios del estado de Nuevo León, México. Polibotánica 29:91-106.

INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 2001. Cartas topográficas y edafología de Linares 1:50,000G14C59, Segunda Edición.

Jerry, F.F., A.S. Thomas, U.P. Robert, B.C. Andrew y A.T. Dale. 2002. Disturbances and structural developments of natural forest ecosystems with silvicultural implications using Douglas fir forest as an example. Forest Ecology and Management 155:399-423.

Jiménez-Pérez, J., E. Alanís-Rodríguez, O. Aguirre-Calderón, M. Pando-Moreno y M. González-Tagle. 2009. Análisis sobre el efecto del uso del suelo en la diversidad estructural del matorral espinoso tamaulipeco. Madera y Bosques 15(3):5-20.

Magurran, A.E. 1988. Ecological diversity and its measurement. Princeton University Press. Nueva Jersey. 179 p.

Matteucci, S.D., A. Colma y L. Pla. 1999. Biodiversidad vegetal en el árido falconiano (Venezuela). Interciencia 24:300-307.

Menge, B.A. y A.M. Olson. 1990. Role of scale and environmental factors in regulation of community structure. Trends in Ecology and Evolution 5:52-57.

Ott, L. 1993. An introduction to statistical methods and data analysis. 2a. ed. Duxbury Press. Boston, Massachusetts p:775-801.

Reid, N., J. Marroquín y M.P. Beyer. 1990. Utilization of shrubs and trees for browse, fuelwood and timber in the Tamaulipan thornscrub, northeastern Mexico. Forest Ecology and Management 36:61-79.

Ramírez, R.G., H. González-Rodríguez, R. Ramírez-Orduña, M.A. Cerrillo-Soto y A. Juárez-Reyes. 2006. Seasonal trends of macro and microminerals in 10 browse species that grow in northeastern Mexico. Animal Feed Science and Technology 128:155-164.

Silva, C.I. y R.H. González. 2001. Interception loss, throughfall and stem flow chemistry in pine and oak forests in northeastern Mexico. Tree Physiology 21:1009-1013.

SPP-INEGI (Secretaría de Programación y Presupuesto - Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 1986. Sín-

tesis geográfica del Estado de Nuevo León. SPP-INEGI. México.

Steel, R.G.H. y J.H. Torrie. 1980. Principles and procedures of statistics. 2a. ed. McGraw-Hill Book Co. Nueva York. p:107-133.

Stienen, H., M.P. Smits, N. Reid, J. Landa y J.H.A. Boerboom. 1989. Ecophysiology of 8 woody multipurpose species from semiarid northeastern Mexico. Annales des Sciences Forestièrs 46:454-458.

Valverde, P.L., J.A. Zavala-Hurtado, C. Montaña y E. Escurra. 1996. Numerical analyses of vegetation based on environmental relationships in the southern Chihuahuan Desert. Southwestern Naturalist 41:424-433.

Vargas, L.B. 1999. Caracterización de la productividad y estructura de *Pinus hartwegii* Lindl en tres gradientes altitudinales en el cerro Potosí, Galeana, Nuevo León. Tesis de Maestría en Ciencias Forestales. Facultad de Ciencias Forestales. UANL. Linares, Nuevo León. 93 p.

Yoder, C.K. y R.S. Nowak. 2000. Phosphorus acquisition by ssp. from soils interspaces shared with Mojave Desert shrubs. Functional Ecology 14:685-692.

Manuscrito recibido el 12 de octubre de 2010.
Aceptado el 4 de marzo de 2013.

Este documento se debe citar como:
Ramírez-Lozano, R., T.G. Domínguez-Gómez, H. González-Rodríguez, I. Cantú-Silva, M.V. Gómez Meza, J.I. Sarquís-Ramírez y E. Jurado. 2013. Composición y diversidad de la vegetación en cuatro sitios del noreste de México. Madera y Bosques 19(2):59-72.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Estimación de biomasa y carbono almacenado en árboles de oyamel afectados por el fuego en el Parque Nacional "El Chico", Hidalgo, México

Biomass estimation and carbon stock in fir trees affected by fire in "El Chico" National Park, Hidalgo, México

Ramón Razo-Zárate[1], Alberto J. Gordillo-Martínez[1], Rodrigo Rodríguez-Laguna[2], C. César Maycotte-Morales[2] y Otilio A. Acevedo-Sandoval[1]

RESUMEN

Se efectuó un estudio en el Parque Nacional El Chico, Hidalgo, con el objetivo de estimar la biomasa y el carbono aéreo almacenado en los árboles muertos en pie, en los árboles adultos vivos y en el renuevo establecido en forma natural de *Abies religiosa* "oyamel" después de 12 años de ocurrido un incendio forestal de tipo superficial que afectó 30,34 ha. Se realizó un inventario forestal de 15 sitios circulares de 1000 m^2 distribuidos de forma sistemática, para medir las variables de diámetro normal y altura. Para determinar la biomasa se utilizó el valor de densidad de la madera de oyamel (360 kg/m^3) y para el coeficiente de carbono se tomaron muestras que fueron analizadas con el equipo *Solids TOC Analyzer®*, obteniendo un valor de 0,45. Las ecuaciones generadas para estimar biomasa y carbono en árboles de *Abies religiosa* en un área afectada por un incendio forestal fueron $B=0,06463*DN^{2,38322}$ y $C=0,029083*DN^{2,38322}$ respectivamente, ambas mostraron un buen ajuste (R^2=0,99), por lo que son adecuadas y confiables para usarse en áreas siniestradas con condiciones similares, para la misma especie y región, como Áreas Naturales Protegidas donde no es posible utilizar métodos destructivos. En las 30,34 ha siniestradas por el incendio forestal ocurrido en 1998 en el Parque Nacional El Chico, no se consumieron por el fuego un total de 665,05 t de carbono que no fueron liberadas hacia la atmósfera, sumándose una captura actual de 297,33 t de carbono por el renuevo establecido a 12 años de ocurrido el siniestro.

PALABRAS CLAVE:
Abies religiosa, árboles muertos, ecuaciones alométricas, incendio forestal, renuevos.

ABSTRACT

In "El Chico", National Park, in Hidalgo, México is a study was carried out with the objective of estimating the biomass and carbon stored in the dead trees standing, in the live adult trees and seedlings established in natural form of *Abies religiosa* "oyamel" after 12 years of a forest fire of superficial type that affected 30,34 hectares. A forest inventory was made on 15 circular sites of 1000 m^2 each, distributed in a systematic way, in order to measure the variables of normal diameter and height. To determine the biomass the density value of fir wood was used (360 kg/m^3) and for the carbon coefficient the Solids TOC Analyzer® was utilized, obtaining a value of 0,45. The generated equations to estimate

1 Instituto de Ciencias Básicas e Ingeniería, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Pachuca, Hidalgo, México. C.e.: rrazo29@yahoo.com.mx
2 Instituto de Ciencias Agropecuarias, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Tulancingo, Hidalgo, México.

the biomass and carbon in trees of *Abies religiosa* in an area affected by a forest fire were $B=0,06463 * DN^{2,38322}$ and $C=0,029083 * DN^{2,38322}$ respectively, showing a good adjustment (R^2=0,99); these equations are considered to be suitable and reliable to be used in damaged areas with similar conditions, for the same species and for regions such as Natural Protected Areas where it is not possible to use destructive methods. In 30,34 damaged hectares of the "El Chico" National Park, there were a total of 665,05 tons of stock carbon not consumed by the fire, to which must be added a current capture of 297,33 tons of carbon by the seedling established in the twelve years from the disaster.

KEY WORDS:
Abies religiosa, dead trees, alometric equations, fire forest, seedlings.

INTRODUCCIÓN

Los bosques y selvas capturan, almacenan y liberan carbono como resultado de los procesos fotosintéticos, de respiración y de degradación de materia seca; son considerados como los ecosistemas terrestres responsables de la mayor parte de los flujos de carbono entre la tierra y la atmósfera (Tipper, 1998). El almacenamiento neto de carbono orgánico en los bosques depende del manejo dado a la cobertura vegetal, edad, distribución de tamaños, estructura y composición de ésta. El servicio ambiental que proveen los bosques y selvas como secuestradores de carbono permite reducir la concentración de este elemento en la atmósfera, misma que se incrementa debido a las emisiones producto de la actividad humana (Torres y Guevara, 2002).

En general es aceptado que la tasa de fijación de carbono por medio de procesos de fotosíntesis es más alta en rodales jóvenes que en rodales maduros, pero el almacenamiento total de carbono en el sistema es mayor en los bosques maduros (Cadena y Ángeles, 2005), considerando que en los ecosistemas terrestres el carbono queda retenido en la biomasa aérea, mantillo, madera muerta, biomasa subterránea y en el suelo a través del tiempo (IPCC, 2000). De esta manera, los ecosistemas de bosques se destacan por su gran capacidad de fijar carbono en sus estructuras, de manera particular lo fijan en forma estable en la parte leñosa. Así, se ha estimado que los árboles asimilan y almacenan grandes cantidades de carbono durante toda su vida (Ordóñez *et al.*, 2001) y en el fuste de un árbol completo es donde se almacena aproximadamente 84% de biomasa de la cual 46% es carbono (Avendaño *et al.*, 2009).

El escenario ideal para la fijación y almacenamiento de carbono por los bosques es aquel en el que las masas forestales se mantienen dinámicas mediante la incorporación constante de materia orgánica al suelo proveniente de los árboles adultos, mientras se va estableciendo la regeneración natural de las distintas especies y otros individuos jóvenes están en plena actividad fotosintética. Dicho escenario es susceptible a los efectos nocivos de algunos fenómenos naturales tales como incendios forestales, plagas, enfermedades y presencia de huracanes, cuando ocurren fuera de su régimen histórico o natural o los causados por el uso inadecuado de los bosques y selvas. Uno de los agentes de alteración más significativos son los incendios forestales, que en muchas ocasiones liberan en unos cuantos minutos grandes cantidades del carbono, en forma de bióxido de carbono (Ikkonen *et al.*, 2004), que los bosques almacenaron por muchos años y ocasionan daños al arbolado y sus recursos asociados. Sin embargo, la presencia del fuego en la mayoría de los bosques templados favorece el establecimiento de la regeneración natural.

La estructura, composición florística, diversidad, distribución y extensión geográfica de los bosques de *Abies* han sido afectadas por los aprovechamientos

forestales sin control, los incendios forestales frecuentes, la ganadería extensiva, el crecimiento de centros de población y la conversión de zonas boscosas a terrenos de cultivo o pastizales (Cuevas *et al.*, 2011). Por lo anterior, las estrategias para la conservación y el manejo a largo plazo de estos bosques deben reconocer el papel histórico del disturbio causado por el fuego, así como el potencial de cambios en la intensidad de los mismos y sus efectos ecológicos (Fulé y Covington, 1997).

Después de ocurrido un incendio forestal, para la valoración de los daños normalmente se calcula la superficie y el volumen de madera afectada y, si acaso, algunas veces se observa la afectación al paisaje. La mayoría de ocasiones no se evalúa la cantidad de árboles que logran sobrevivir al siniestro, los fustes de los árboles muertos que permanecen por mucho tiempo en el sitio y que se incorporan al suelo, por esto, es necesario evaluar la cantidad de biomasa y carbono residual posterior a un incendio para complementar los informes que se emiten a las dependencias oficiales y para programar actividades de restauración de los sitios afectados. Para conocer lo anterior, existen ecuaciones matemáticas que permiten determinar la biomasa de cada árbol, a partir de variables de fácil medición (diámetro normal, altura total) y a bajo costo; las cuales pueden tener validez local o regional, generada para una especie o grupo de especies (Schroeder *et al.*, 1997).

OBJETIVO

Estimar la biomasa y el carbono aéreo almacenado en los árboles muertos que permanecen en pie, en aquellos árboles que lograron sobrevivir y el renuevo establecido en forma natural de *Abies religiosa,* después de 12 años de ocurrido un incendio forestal. Además de comparar las ecuaciones generadas en este estudio con las desarrolladas para la misma especie en un bosque del estado de Tlaxcala.

METODOLOGÍA

El estudio se realizó dentro del Parque Nacional El Chico que corresponde al primer Parque Nacional decretado en México; se ubica en el extremo occidental de la Sierra de Pachuca entre las coordenadas 20° 10' 10" y 20° 13' 25" de latitud norte y 98° 41' 50" y 98° 46' 02" de longitud oeste. Comprende una superficie total de 2739 ha (Conanp, 2005), de las cuales 30,34 ha se afectaron por un incendio forestal de tipo superficial ocurrido en 1998 (año atípico nacional donde ocurrieron incendios de gran magnitud). Esta área se ubica al noroeste del parque entre las coordenadas geográficas 20º 11' 18" y 20º 12' 29" de latitud norte y 98º 42' 57" y 98º 44' 41" de longitud oeste (Fig. 1).

Con base en el sistema de Köppen modificado por García (1981), en el Parque Nacional se presenta un clima C(m) (w) b (i') gw" que corresponde a un templado subhúmedo con lluvias en verano, la temperatura media anual oscila entre 12 °C y 18 °C, existiendo influencia de monzón y presentándose un porcentaje de lluvia invernal menor de 5% de la total anual. El verano es fresco y largo, con inviernos fríos con poca oscilación térmica y presencia de canícula.

El tipo de roca predominante es ígnea extrusiva del tipo brecha volcánica y andesita. Los suelos predominantes son del tipo Cambisol húmico, Regosol dístrico y Andosol húmico de textura media. La vegetación en la mayor parte del parque está formada por bosques de oyamel, con distintas condiciones de productividad. Las principales especies arbóreas son *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham., *Quercus* spp. y *Pseudotsuga macrolepis* Flous (Amezcua y Valderrama, 1999).

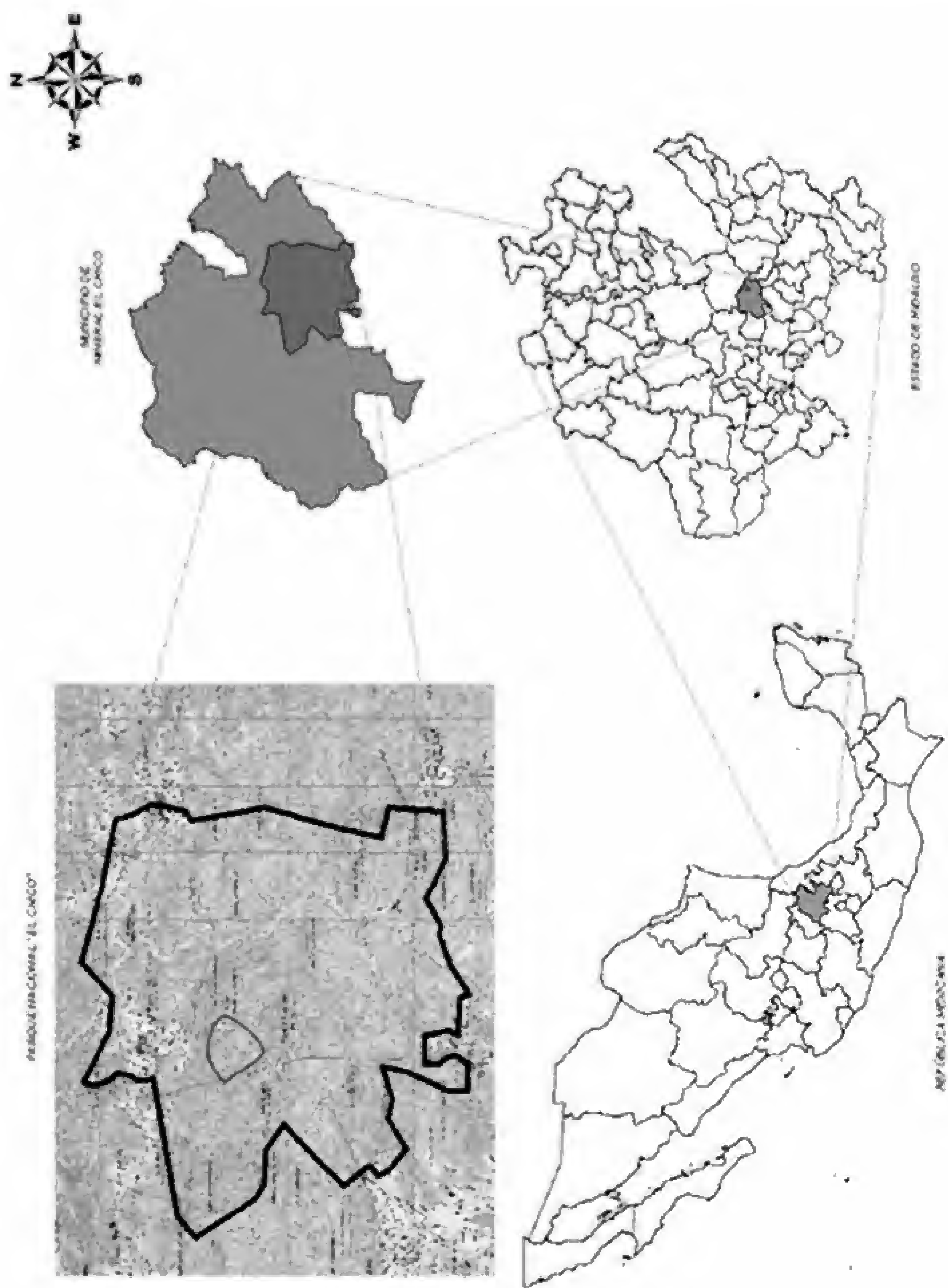


Figura 1. Ubicación del Parque Nacional El Chico, Hidalgo y el área afectada por el fuego que fue inventariada.

Dado que el reglamento de las Áreas Naturales Protegidas y el Programa de Manejo del Parque Nacional El Chico no permiten el uso de métodos destructivos en la vegetación (Conanp, 2005), la biomasa y carbono existentes se estimaron con base en un inventario, mediante el uso de ecuaciones matemáticas que permitieron determinar las variables dependientes a partir de la medición del diámetro normal y altura total de los árboles. El diámetro mínimo que se tomó en cuenta para el arbolado y regeneración natural fue de 5,0 cm y 2,5 cm, respectivamente. La información dasométrica para el estudio provino de 15 sitios circulares de muestreo de 1000 m^2 (lo que equivale a 5% de la zona donde ocurrió el incendio), distribuidos de manera sistemática en la superficie afectada por el incendio forestal. La base de datos la constituyeron 112 fustes de árboles muertos, 28 árboles adultos vivos y 4 515 renuevos de oyamel que se evaluaron en los sitios muestreados. Para obtener la biomasa (Y) de cada árbol se consideró el valor de 360 kg/m^3 que corresponde a la densidad de la madera de *Abies religiosa* (D), determinada por Goche *et al.* (2000). Con los datos tomados en campo: diámetro medido a 1,30 m del suelo y altura total para cada fuste (H), se procedió a realizar el cálculo del área basal (AB) y la biomasa por individuo, tomando como base la siguiente ecuación desarrollada por el grupo Fundación Solar (2000) para biomasa en árboles muertos en pie, vivos y renuevos:

$$Y = AB * H * D$$

Considerando que los fustes no son cilíndricos, se agregó a la ecuación anterior el coeficiente de forma por categorías de diámetro y altura para oyamel, publicados por la SARH (1985), resultando la ecuación siguiente:

$$Y = AB * H * Cf * D$$

donde:

Y = biomasa (kilogramos)
AB = área basal (metros cuadrados)
H = altura total del árbol (metros)
Cf = coeficiente de forma para oyamel
D = densidad de la madera de oyamel (kg/m^3)

Para determinar el coeficiente de carbono se tomaron muestras de madera del interior del fuste en 5 árboles seleccionados al azar, a la altura de 1,30 m. Las muestras se secaron en una estufa a una temperatura de 105 °C hasta alcanzar peso constante, posteriormente se pulverizaron en un molino tipo mortero y se determinó su contenido de carbono total mediante el equipo *Solids TOC Analyzer*®. Se obtuvo un valor promedio del coeficiente de carbono, este valor se multiplicó por la biomasa individual de los árboles para obtener la cantidad de carbono.

Con los datos estimados de biomasa y carbono individual y el correspondiente diámetro normal de los árboles muestreados, se ajustó el modelo matemático expresado en su forma potencial $Y = b_0 DN^{b}{}_1$ y logarítmica $ln(Y) = ln(b_0) + b_1 ln(DN)$. Los modelos fueron ajustados por mínimos cuadrados con el propósito de obtener los valores de los parámetros b_0 y b_1 que representan la ordenada al origen y la pendiente del modelo de regresión, respectivamente. Se utilizó el paquete estadístico (Statistica ver 6.0), buscando que los modelos presentaran un buen ajuste en los criterios de bondad (R^2, valor de F), además de que fueran de fácil aplicación práctica. Finalmente, se construyó una tabla con los resultados de este estudio y los obtenidos aplicando las ecuaciones desarrolladas por Avendaño *et al.* (2009) para la misma especie en bosques del estado de Tlaxcala, para comparar la biomasa y el carbono residual con base en el diámetro normal (DN) en los árboles muertos, vivos y renuevo de oyamel.

RESULTADOS

Estructura dasométrica actual del bosque

Arbolado muerto en pie. En el área afectada por el incendio forestal, el mayor número de árboles adultos muertos que permanecen en pie y que fueron inventariados corresponden a las categorías diamétricas de 15 cm, 30 cm y 35 cm, con un número de individuos por hectárea de 9, 9 y 11 respectivamente (el diámetro mínimo encontrado fue de 11,4 cm y el máximo de 88,9 cm) y con presencia de árboles adultos muertos en prácticamente todas las categorías diamétricas en un intervalo de 10 cm a 90 cm (Fig. 2), lo cual muestra que la condición original del bosque de oyamel (antes del incendio) correspondía a un tipo de masa forestal irregular característica de esta especie tolerante, que presentaba individuos de diferentes categorías diamétricas.

Árboles vivos residuales. El mayor número de árboles adultos inventariados que lograron sobrevivir al siniestro muestran categorías diamétricas de 35 cm, 45 cm y 60 cm con un número de individuos por hectárea de 4, 3 y 2, respectivamente (Fig. 3). En su mayoría son árboles maduros dispersos que después de ocurrido el incendio siguieron produciendo semilla para el establecimiento de la regeneración natural de oyamel en el área afectada.

Regeneración natural de oyamel. Después de ocurrido el incendio forestal, en las áreas afectadas se observó un gran número de especies arbustivas y herbáceas que sirvieron de nodrizas, proporcionando la sombra que requiere el oyamel para su establecimiento. A 12 años de

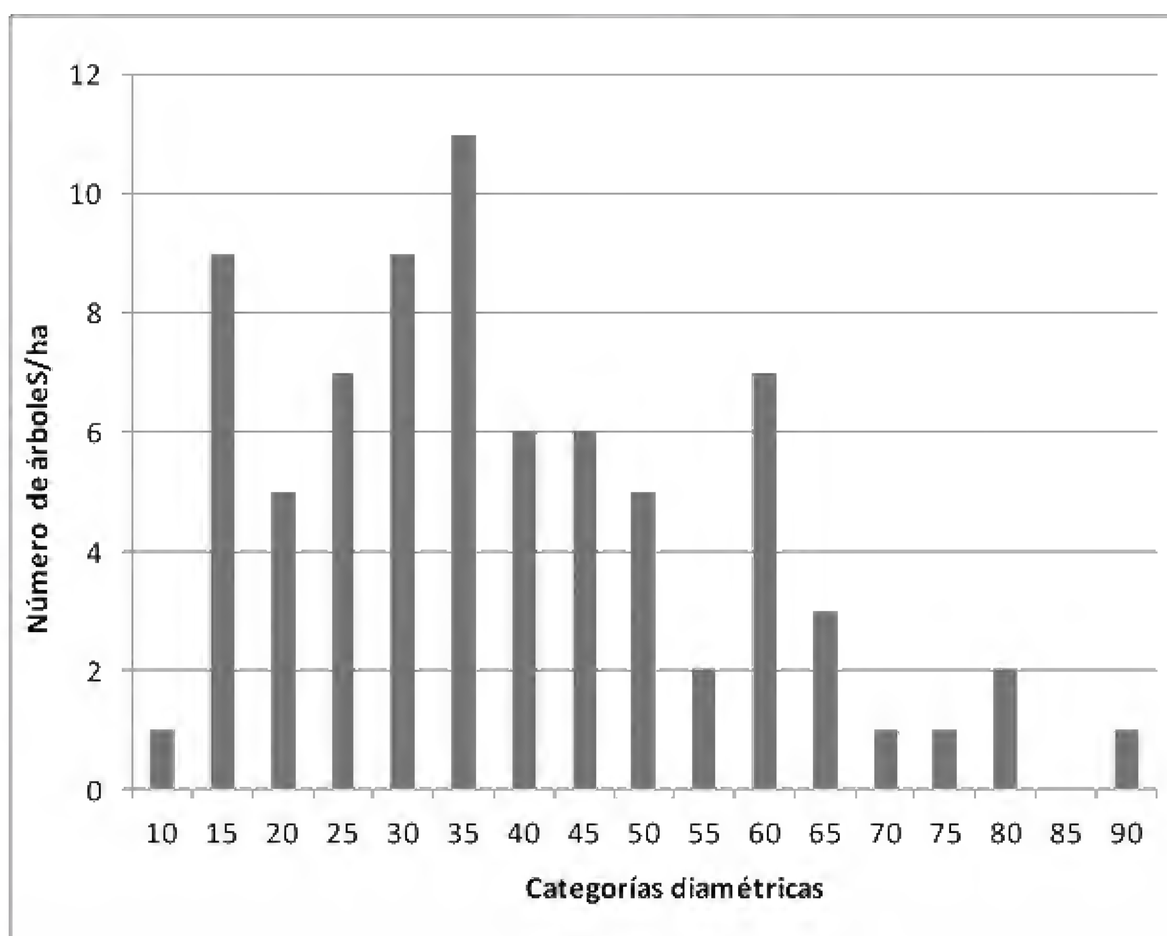


Figura 2. Número de árboles muertos de *Abies religiosa,* por hectárea, y sus categorías diamétricas.

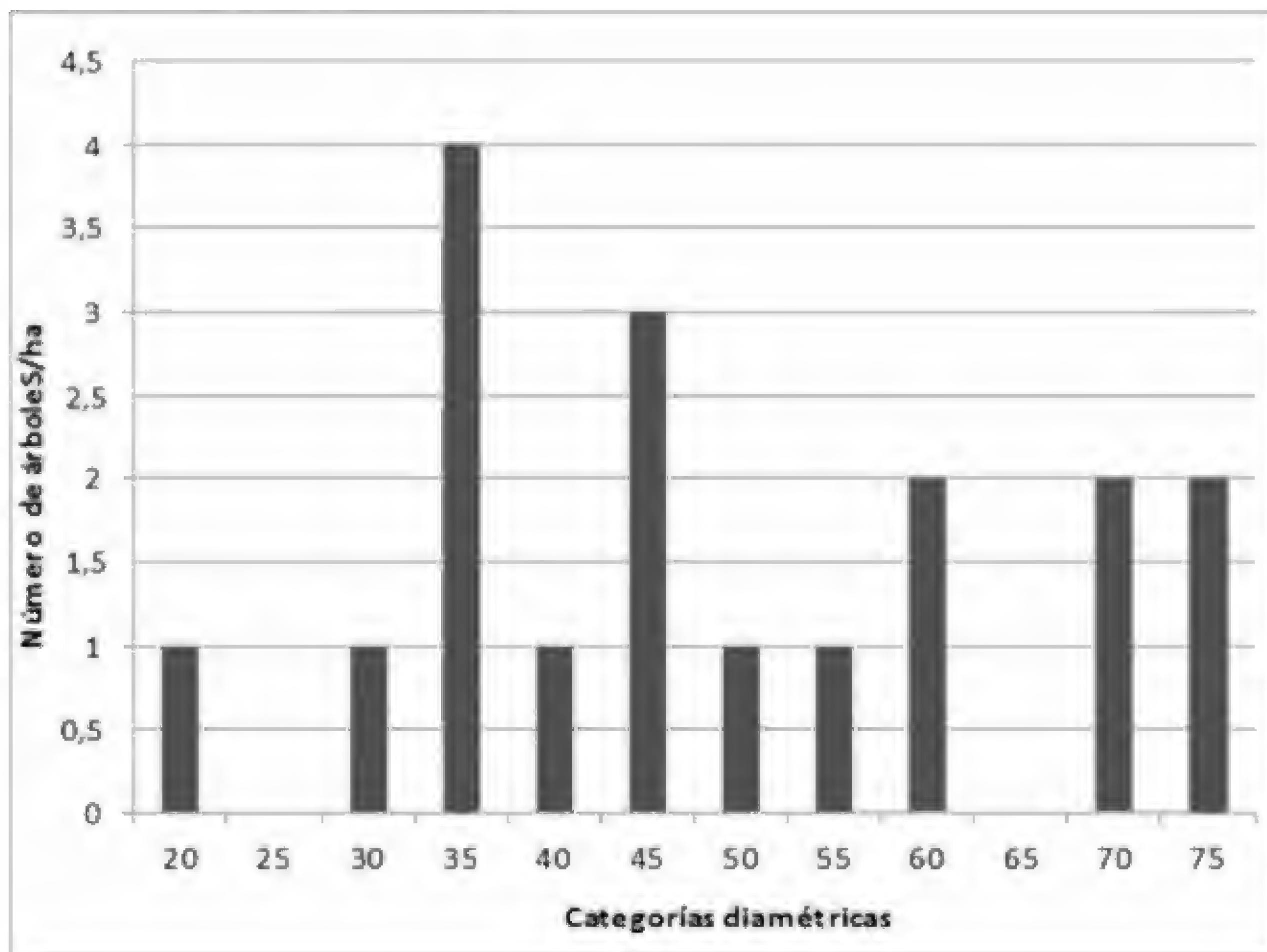


Figura 3. Número de árboles adultos de *Abies religiosa,* por hectárea, que lograron sobrevivir después de ocurrido el incendio.

ocurrido el siniestro se han establecido en el sitio 3010 árboles por hectárea, los árboles que se encontraron durante el inventario correspondieron a las categorías de 5 cm y 10 cm con 2000 y 1010 brinzales, respectivamente (Fig. 4).

Estimación de biomasa

La biomasa estimada en los árboles muertos, arbolado vivo y renuevo de oyamel, se realizó con el modelo en su forma potencial, mostrando un buen ajuste con un coeficiente de determinación de $R^2 = 0,99$. Este valor significa la confiabilidad con la que un modelo puede generar resultados adecuados, siendo más aceptable a medida que se acerque a uno (Rodríguez *et al.*, 2006). En la figura 5a se observa de manera gráfica la tendencia ascendente en la biomasa de acuerdo con las categorías diamétricas de los árboles objeto de estudio, y al hacer lineal el modelo (Fig. 5b) se facilita la interpretación del análisis de regresión, tal como lo recomiendan Little y Jackson (1976).

Resultados similares fueron encontrados por Pimienta *et al.* (2007) en un estudio para determinar biomasa en arbolado vivo de *Pinus cooperi*, en Pueblo Nuevo, Durango, con un modelo que considera las variables dasométricas de diámetro y altura. Otros estudios han utilizado la misma ecuación, obteniendo resultados satisfactorios: Acosta *et al.* (2002) presentó una R^2 de 0,97 para biomasa aérea en especies forestales nativas del bosque mesófilo de montaña en la Sierra Norte de Oaxaca. Avendaño *et al.* (2009), empleando este mismo modelo, encontraron un R^2 de 0,99 para *Abies religiosa* en un bosque del estado de Tlaxcala.

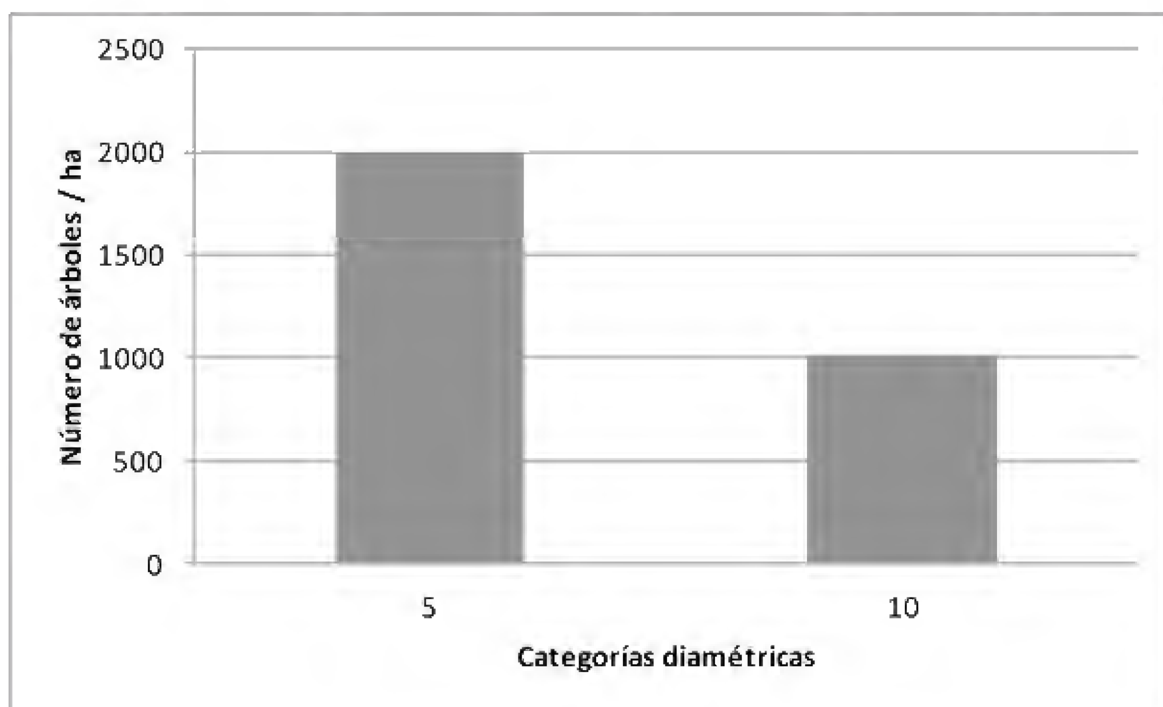


Figura 4. Número de árboles de *Abies religiosa,* por hectárea, que se establecieron en forma natural después de ocurrido el incendio.

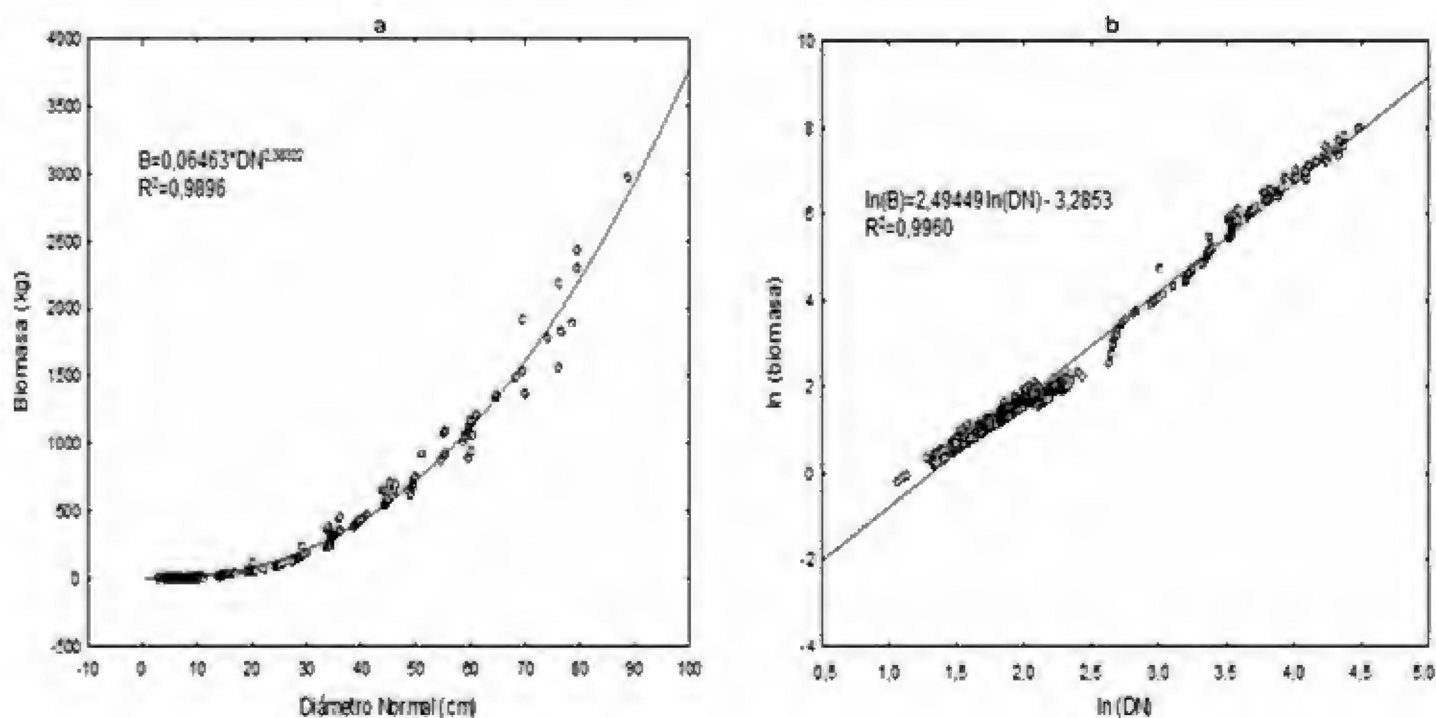


Figura 5. a. Modelo Potencial (a) y convertido a lineal (b) para estimar biomasa en función del DN para árboles de oyamel del Parque Nacional El Chico.

Estimación de carbono

Después de determinar la biomasa para cada árbol, el valor obtenido se multiplicó por la concentración de carbono que se obtuvo para el oyamel (0,45), valor muy cercano al utilizado por Acosta *et al.* (2009) que fue de 0,46. Posteriormente, se generó el modelo Potencial $C = 0.029083{*}DN^{2,38322}$, con un coeficiente de determinación ($R^2 = 0{,}99$), satisfactorio para estimar carbono en árboles residuales y establecidos después de un incendio forestal de tipo superficial (Fig. 6).

Mediante los modelos generados para estimar biomasa y carbono, se elaboró la tabla 1 que muestra los valores individuales y por hectárea, considerando como única variable el diámetro normal, que facilita la estimación de manera rápida y confiable de la biomasa y el carbono almacenado en el bosque de oyamel. Los resultados de este estudio se compararon con los valores obtenidos por los modelos generados por Avendaño *et al.* (2009) para un bosque de oyamel en el estado de Tlaxcala.

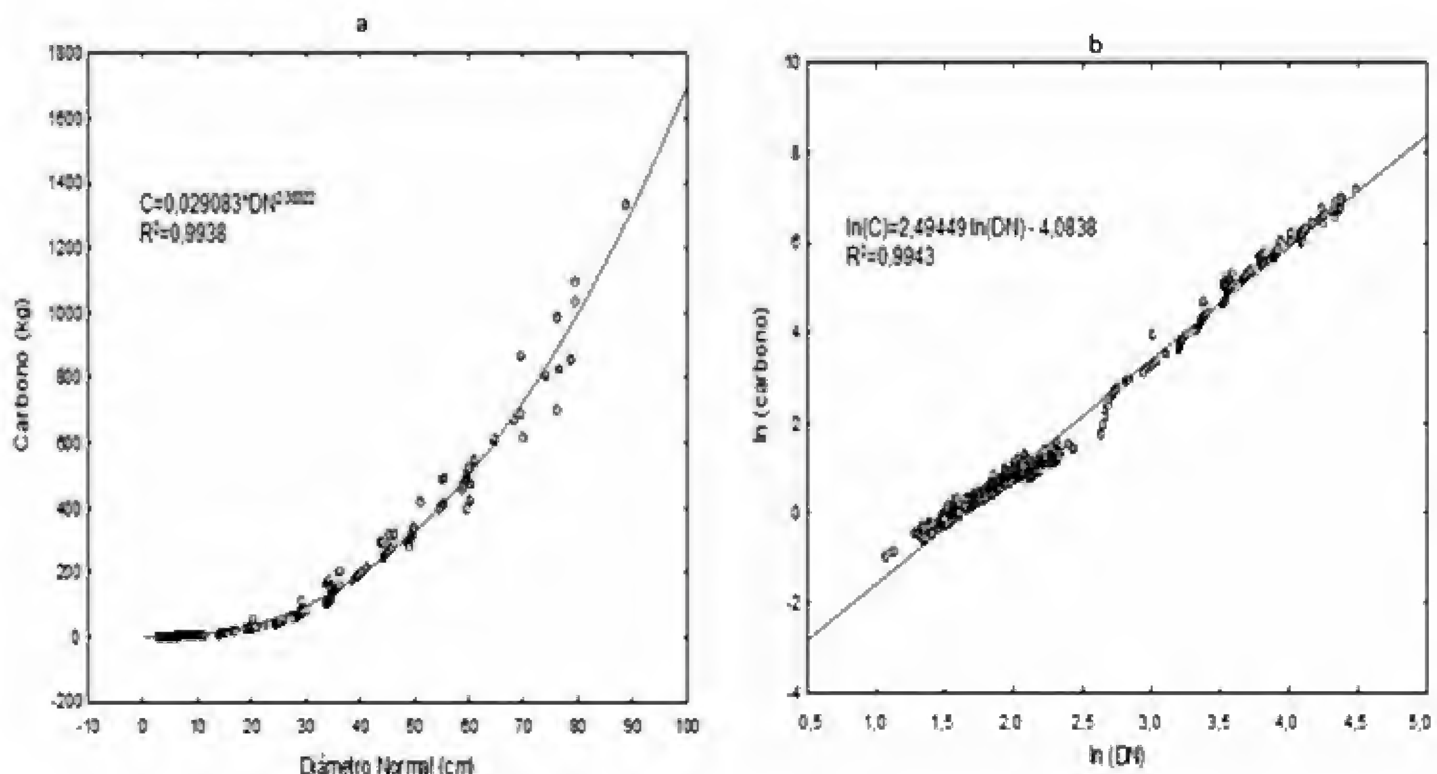


Figura 6. Carbono en función del DN para árboles muertos en pie, arbolado adulto vivo y renuevo establecido en forma natural en un área afectada por un incendio forestal.

Los valores de biomasa, carbono individual y carbono por hectárea obtenidos con los modelos generados en este estudio, y los de Avendaño *et al.* (2009) en las categorías diamétricas inferiores (5 cm, 10 cm y 15 cm) son muy cercanos. Para el resto de las categorías, las estimaciones con los modelos generados para el bosque de oyamel del Parque Nacional El Chico son más conservadoras.

Después de ocurrido el incendio forestal que afectó 30,34 ha en el Parque Nacional El Chico, se tiene una biomasa producto de los árboles muertos en pie de 41,20 t/ha, que representan 18,54 t de carbono por hectárea. Los árboles adultos que lograron sobrevivir al siniestro contienen una biomasa de 7,51 t/ha que equivalen a 3,38 t/ha de carbono que no fueron liberadas hacia la atmósfera (Tabla 2).

Tabla 1. Comparación de biomasa y carbono almacenado por hectárea por categoría diamétrica de *Abies religiosa,* con base en el modelo generado en este estudio y aplicando el de Avendaño *et al.* (2009).

Categoría diamétrica (cm)	*Número de árboles por ha*	*Biomasa individual (kg)*		*Carbono individual (kg)*		*Carbono/ha (t)*	
		Modelo generado	Avendaño *et al.* 2009	Modelo generado	Avendaño *et al.* 2009	Modelo generado	Avendaño *et al.* 2009
5	2000	2,99	4,05	1,35	1,89	2,69	3,77
10	1011	15,62	23,09	7,03	10,75	7,11	10,87
15	9	41,05	63,91	18,47	29,76	0,17	0,27
20	6	81,48	131,58	36,67	61,27	0,22	0,37
25	7	138,69	230,40	62,41	107,28	0,44	0,75
30	10	214,16	364,13	96,37	169,55	0,96	1,70
35	15	309,23	536,19	139,15	249,67	2,09	3,75
40	7	425,10	749,72	191,29	349,10	1,34	2,44
45	9	562,86	1007,66	253,28	469,21	2,28	4,22
50	6	723,52	1312,76	325,58	611,27	1,95	3,67
55	3	908,03	1667,62	408,61	776,51	1,23	2,33
60	9	1117,27	2074,72	502,76	966,07	4,52	8,69
65	3	1352,09	2536,46	608,43	1181,07	1,83	3,54
70	3	1613,28	3055,09	725,96	1422,57	2,18	4,27
75	3	1901,59	3632,82	855,70	1691,58	2,57	5,07
80	2	2217,77	4271,76	997,98	1989,09	2,00	3,98
85	0	2562,50	4973,97	1153,11	2316,07	0,00	0,00
90	1	2936,46	5741,43	1321,38	2673,43	1,32	2,67
Total	3104	17123,72	32377,34	7705,54	15076,12	34,88	62,37

Tabla 2. Estimación de carbono por hectárea para cada condición del arbolado, utilizando el modelo generado para el bosque de oyamel del Parque Nacional El Chico.

Condición del arbolado	*Rango de categorías diamétricas*	*Número de árboles/ha*	*Carbono/ha (t)*
Renuevo	5 a 10	3010	9,8
Arbolado vivo	20 a 75	18	3.38
Arbolado muerto	10 a 90	76	18,54

Asimismo, a 12 años de ocurrido el incendio forestal, el renuevo de oyamel ha almacenado 9,8 t/ha de carbono, esto es 297,3 t de carbono en las 30,34 ha siniestradas. La eficiencia en el secuestro se podría incrementar mediante la aplicación de tratamientos silvícolas (FAO, 2010), tales como las cortas de aclareo que en forma gradual favorecen el crecimiento en diámetro, volumen y biomasa de los árboles.

DISCUSIÓN

Considerando la opinión de algunos autores como Avendaño *et al.* (2009), respecto a que en un árbol completo 84,5% de la biomasa se almacena en el fuste, 6,9% en las ramas y 8,6% en el follaje, con los datos obtenidos en este trabajo sobre la estimación del contenido de carbono en árboles muertos y vivos del área afectada por el incendio, se pudo conocer la capacidad de regeneración y el potencial de este bosque para el almacenamiento de carbono. También estos datos son importantes para complementar las evaluaciones e informes de daños causados por los incendios forestales, tomando en cuenta que cuando ocurre un incendio forestal de tipo superficial no todo el carbono regresa a la atmósfera. Muchos árboles que no fueron consumidos por el fuego permanecen en el sitio por mucho tiempo, ya que la muerte natural o el biodeterioro requiere desde varias semanas hasta muchas décadas para completar la descomposición de la biomasa (dependiendo de la condiciones del sitio), dejando parte en el suelo y la otra directamente en la atmósfera. La cosecha forestal puede almacenar parte del carbono vegetativo por largos periodos como madera sólida en productos de larga duración (construcción en madera). Los desechos de transformación y las especies no comerciales se dejan para el deterioro o combustible, por lo que se recomienda dejarlos en pie o acomodarlos en obras de control de erosión del suelo, haciendo posible que un alto porcentaje de carbono se mantenga por más tiempo en el sitio y que después se incorpore de forma gradual al suelo (FAO, 2010). Con acciones como éstas, y el establecimiento de la regeneración natural en los sitios afectados por el fuego se reactiva el ciclo del carbono en este ecosistema, lo cual contribuye a mitigar el cambio climático. El contenido de biomasa y carbono que quedó en el ecosistema después del incendio puede servir para estimar la línea base de proyectos de carbono en ese tipo de ecosistemas.

Los modelos generados en este estudio, de preferencia deben ser aplicados en ecosistemas similares de la sierra de Pachuca, donde no sea factible la

cuantificación de biomasa con métodos destructivos. Como mencionan Dávalos *et al.* (2008), las técnicas de estimación de biomasa en general son muy costosas, debido al enorme volumen de material que se requiere colectar para generar las ecuaciones de cálculo, por lo que se puede considerar para esa estimación la densidad de la madera de las especies de interés, junto con la información de las dimensiones de los árboles y muestreos de la biomasa total de la vegetación leñosa.

Los valores obtenidos mediante la aplicación de los modelos generados en este estudio y los desarrollados por Avendaño *et al.* (2009) para el carbono individual, son mayores con los modelos generados por estos últimos autores (Fig. 7). Lo cual puede ser resultado de que en este estudio se utilizó de manera generalizada el valor de la densidad de la madera para estimar la biomasa de los árboles individuales completos, mientras que en el estudio realizado por Avendaño *et al.* (2009) se recurrió al uso del método destructivo para la obtención de la biomasa en los diferentes componentes del árbol, lo cual es más preciso.

Aun así, el uso de los modelos generados en este estudio permite la estimación de biomasa y carbono en los bosques de oyamel que se desarrollan en una zona de gran afluencia turística como es el Parque Nacional El Chico, donde no es recomendable el derribo de arbolado para la cuantificación de estos elementos, por el gran impacto visual y social que se genera.

CONCLUSIONES

Las ecuaciones generadas para estimar la biomasa y carbono en árboles de *Abies religiosa* en un área afectada por un incendio forestal fueron $B=0,06463*DN^{2,38322}$ y

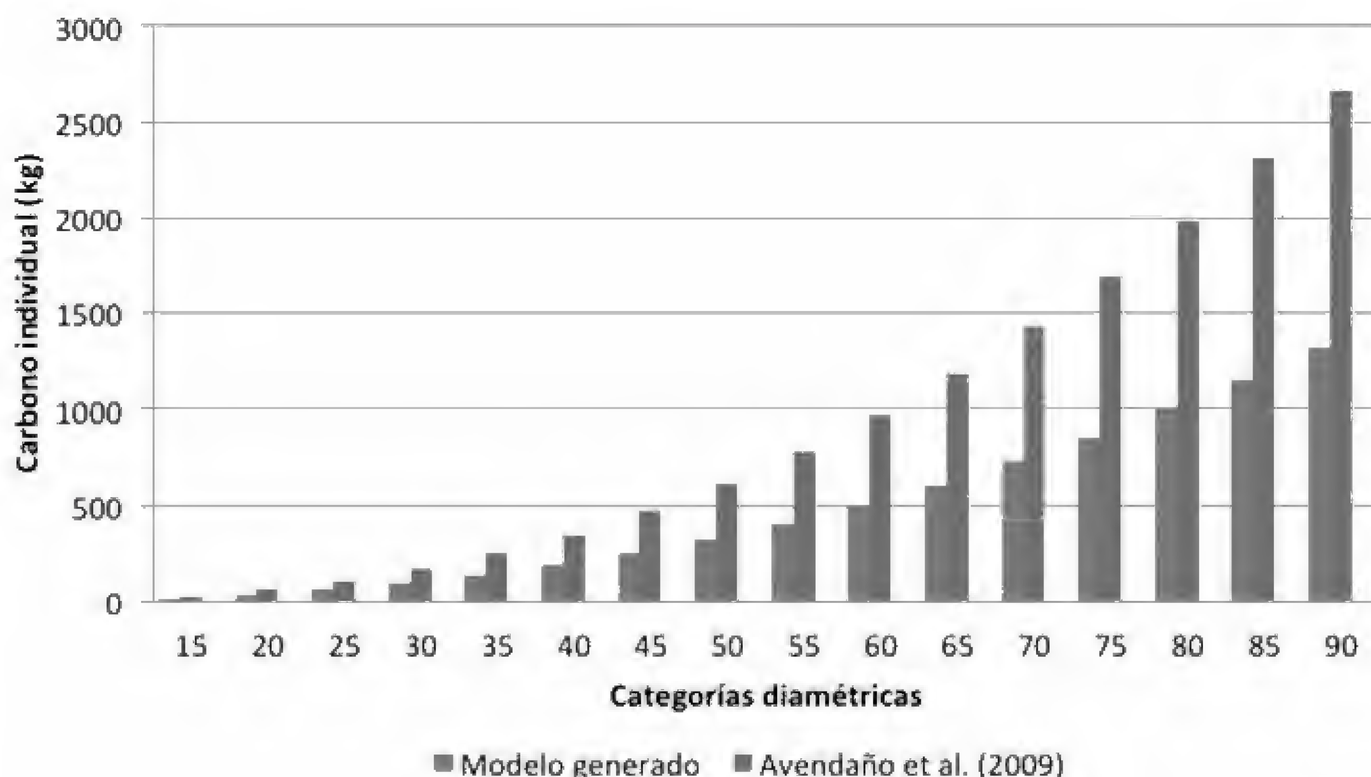


Figura 7. Valores de carbono individual obtenidos con el modelo generado en este estudio y el desarrollado por Avendaño *et al.* (2009), para el bosque de oyamel del Parque Nacional El Chico.

$C=0,029083*DN^{2,38322}$, respectivamente, mostraron un buen ajuste, por lo que son adecuadas y confiables para usarse en áreas siniestradas con condiciones similares, para la misma especie y región, como en Áreas Naturales Protegidas donde no es posible utilizar métodos destructivos para el cálculo de biomasa y carbono.

En las 30,34 hectáreas siniestradas por el incendio forestal ocurrido en 1998 en el Parque Nacional El Chico, un total de 665,05 t de carbono no se consumieron por el fuego, es decir, no fueron liberadas hacia la atmósfera. Se suma una captura actual de 297,33 t de carbono por el renuevo establecido a 12 años de ocurrido el siniestro.

Para aumentar la capacidad de almacenamiento de carbono se recomienda la aplicación de cortas de aclareo en las áreas con renuevo establecido, con el fin de favorecer el aumento de biomasa en los árboles residuales y prevenir posibles daños por la incidencia de incendios forestales.

REFERENCIAS

Acosta M., M, F. Carrillo A. y M. Díaz L. 2009. Determinación del carbono total en bosques mixtos de *Pinus patula* Schl. et Cham. Terra Latinoamericana 27(2):105-114.

Acosta M., M., J. Vargas H., J.D. Etchevers B. y A. Velázquez M. 2002. Estimación de la biomasa aérea mediante el uso de relaciones alométricas en seis especies arbóreas en Oaxaca, México. Agrociencia 6:725-736.

Amezcua C., P. y H.L. Valderrama L. 1999. Productividad de suelos con *Abies religiosa* Schl. *et* Cham. en el Parque Nacional "El Chico", Hidalgo. Tesis de Licenciatura. Departamento de Suelos. Universidad Autónoma Chapingo.121p.

Avendaño H., D.M., M. Acosta M., F. Carrillo A. y J.D. Etchevers B. 2009. Estimación de biomasa y carbono en un bosque de *Abies religiosa*. Fitotecnia Mexicana 32(3):233-238.

Cadena M., O.I. y G. Ángeles P. 2005. Almacenes de carbono en hojarasca en bosques manejados de *Pinus patula* en Zacualtipán, Hidalgo. Resumen del VII Congreso Mexicano de Recursos Forestales. Chihuahua, Mex. p:422-423.

Conanp (Comisión Nacional de Áreas Naturales Protegidas). 2005. Programa de conservación y manejo del Parque Nacional El Chico. México. 236 p.

Cuevas G., R., E.A. Cisneros L., E.J. Jardel P., E.V. Sánchez R., L. Guzmán H., N. M. Núñez L. y C. Rodríguez G. 2011. Análisis estructural y de diversidad en los bosques de *Abies* de Jalisco, México. Revista Mexicana de Biodiversidad 82:1219-1233.

Dávalos S., R., M.I. Morato y E. Martínez P.C. 2008. Almacenamiento de carbono. *In*: R.H.Manson, V. Hernández-Ortiz, S. Gallina y K. Mehltreter, Eds. Agroecosistemas cafetaleros de Veracruz: Biodiversidad, manejo y conservación. Inecol, INE-Semarnat. México, D.F. p:223-233.

FAO (Organización de Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura). 2010. La gestión de los bosques ante el cambio climático. 20 p.

Fundación Solar. 2000. Elementos técnicos para inventarios de carbono. Guatemala. 31 p.

Fulé, P.Z. y W.W. Covington. 1997. Fire regimes and forest structure in the Sierra Madre Occidental, Durango, México. Acta Botánica Mexicana 41:43-79.

García, E. 1981. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen. Instituto de Geografía UNAM. México.166p.

Goche T., J.R., M. Fuentes S., A. Borja D. y H. Ramírez M. 2000. Variación de las propiedades físicas de la madera en un árbol de *Abies religiosa* y de *Pinus ayacahuite* var. *veitchii*. Revista Chapingo: Serie Ciencias Forestales y del Ambiente 6(1):83-92

Ikkonen, E., E. Ángeles C. y N.E. García C. 2004. Producción de CO_2 en andosoles afectados por incendios forestales en el Parque Nacional El Chico, Hidalgo. Terra Latinoamericana. 22(4):425-431

IPCC (Panel Intergubernamental sobre el Cambio Climático). 2000. Land use, land-use change, and forestry special report. Cambridge University Press. Cambridge. 377 p.

Little, T.M. y F. Jackson. 1976. Métodos estadísticos para la investigación en la agricultura. Trillas. México. 270 p.

Ordóñez, B., H.J. De Jong y O. Masera. 2001. Almacenamiento de carbono en un bosque de *Pinus pseudostrobus*, Michoacán. Madera y Bosques 7(2):27-47.

Pimienta D., D.J., G. Domínguez C., O. Aguirre C., F.J. Hernández y J. Jiménez P. 2007. Estimación de biomasa y contenido de carbono de *Pinus cooperi* Blanco, en Pueblo Nuevo, Durango. Madera y Bosques 13(1):35-46.

Rodríguez L., R., J. Jiménez P., O. Aguirre C. y E.J. Treviño G. 2006. Estimación del carbono almacenado en un bosque de niebla en Tamaulipas, México. Ciencia UANL 9(2):179-187

SARH. 1985. Memoria del Inventario Forestal del estado de Hidalgo, Manejo y aprovechamiento de los recursos forestales. 69 p.

Schroeder, P., S. Brown, J. Mo, R. Birdsey y C. Cieszewwski. 1997. Biomas estimation for temperate broadleaf forests of the United States using inventory data. Forest Science. 43(3):424-434.

Tipper R. 1998. Update on carbon offsets. Tropical Forest Update 8(1):2-5.

Torres, R., J.M. y A. Guevara S. 2002. El potencial de México para la producción de servicios ambientales: captura de carbono y desempeño hidráulico. Gaceta Ecológica INE n. 63.

Manuscrito recibido el 30 de octubre de 2012.
Aceptado el 3 de abril de 2013.

Este documento se debe citar como:
Razo-Zárate, R., A.J. Gordillo-Martínez, R. Rodríguez-Laguna, C.C. Maycotte-Morales y O.A. Acevedo-Sandoval. 2013. Estimación de biomasa y carbono almacenado en árboles de oyamel afectados por el fuego en el Parque Nacional “El Chico”, Hidalgo, México. Madera y Bosques 19(2):73-86.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Variation throughout the tree stem in the physical-mechanical properties of the wood of *Abies alba* Mill. from the Spanish Pyrenees

Variación de las propiedades físico-mecánicas de la madera de *Abies alba* Mill. de los Pirineos españoles, a lo largo del tronco del árbol

Beatriz González-Rodrigo,[1] Luis G. Esteban,[2]
Paloma de Palacios, Francisco García-Fernández
y Antonio Guindeo

ABSTRACT

This study analyses the variation of main physical-mechanical properties of wood along the longitudinal and radial directions of the tree for *Abies alba* Mill. growing in the Spanish Pyrenees. Small clear specimens were used to study the properties of volumetric shrinkage (VS), density (□), hardness (H), bending strength (MOR), modulus of elasticity (MOE), maximum compressive strength parallel to the grain (MCS) and impact strength (K). Several models of properties variation in the longitudinal and radial directions were analyzed. Main trends of variation of properties throughout the tree stem were identified although none of them could be fitted to predictive statistical models. Along the longitudinal direction, the properties studied followed a downward trend from the base to the crown, which was not significant in all cases, indicating that no differences in quality existed. Throughout the radial direction the trend is upward for the first 40-50 growth rings, after which it slopes downwards, more gently at first until rings 70-75 and then more steeply. This behaviour is related to variation in wood structure from the pith to the bark, depending on whether the wood is juvenile, sapwood or heartwood, and to wood maturity and microfibril angle. Authors encourage carrying further studies on other populations of *A. alba* in the Spanish Pyrenees to check if the trends found in this study apply to other provenances.

KEY WORDS.
Fir, longitudinal direction, mechanical properties, physical properties, radial direction.

RESUMEN

En este trabajo se han estudiado las propiedades físico-mecánicas de la madera, para establecer la variación de la misma a lo largo de los ejes axial y radial del árbol. Haciendo uso de pequeñas probetas libres de defectos, se ha estudiado la contracción volumétrica (VS), densidad (ρ), dureza (H), módulo de ruptura a flexión (MOR), módulo de elasticidad longitudinal (MOE), máxima resistencia a la compresión paralela a la fibra (MCS) y al impacto (K) de la madera de *Abies alba* Mill. procedente del Pirineo español, y se han analizado los modelos de variación de dichas propiedades en los ejes axial y radial. No se han obtenido modelos que permitan determinar la variación de las propiedades a lo largo del fuste, aunque sí se han identificado tendencias que se repiten para todas las propiedades. A lo

1 ETS de Ingeniería Civil de la Universidad Politécnica de Madrid (UPM).
2 ETSI de Montes (UPM)
* Correspondence author: beatriz.gonzalez.rodrigo@upm.es

largo del eje axial las propiedades estudiadas siguen una tendencia decreciente de la base al ápice, no en todos los casos significativa, lo que permite concluir que no existen diferencias en la calidad. A lo largo del eje radial, la tendencia es creciente en los primeros 40-50 anillos de crecimiento y posteriormente decreciente, primero con pendiente más suave hasta el anillo 70-75 y de forma más acusada a partir de este punto. Este comportamiento está relacionado con la variación que experimenta la estructura de la madera desde la médula hasta la corteza, madera juvenil, madera de albura o de duramen, con el grado de madurez de la misma y con el ángulo microfibrilar.

PALABRAS CLAVE:
Abeto, eje axial, propiedades mecánicas, propiedades físicas, eje radial.

INTRODUCTION

Phenotypic and genotypic factors cause high variability in the physical-mechanical properties of wood, not only between populations of the same species but also in individual trees. Variation in an individual is not immediately apparent (Panshin and De Zeeuw, 1980), but is the result of a complex system of interrelated factors that modify the physiological processes involved in wood formation. Studies by Palka (1973), Olesen (1978), Panshin and de Zeeuw (1980), Dinwoodie (1981), Fukazawa (1984), Niklas (1992), McDonald *et al.* (1995), De Palacios *et al.* (2006) and De Palacios *et al.* (2008) showed considerable variation throughout the radial and longitudinal directions of the tree. It has even been questioned whether the wood of a single individual can be considered a homogeneous material. Tree stem has the structural function of supporting loads that will be acting during its lifetime. The variation of stresses along the stem influences the internal structure and mechanical properties of wood.

Most studies to date have focused on variation in wood anatomy and physical properties (particularly density) throughout the tree (Zobel and Van Buijtenen, 1989; Giménez and López, 2002; Medina *et al.,* 2013). However, fewer studies have analysed the variation in mechanical properties (Machado and Cruz, 2005).

Density has traditionally been associated with the various physical-mechanical properties (Mitchell, 1963; Wilson and Ifju, 1965; Panshin and De Zeeuw, 1980; Lewark, 1979; Van Buijtenen, 1982; Bamber and Burley 1983; Esteban *et al*, 2009) and variation in density is thought to affect the other properties. Studies on fir (*Abies alba* Mill.) have shown that this association exists, although it can be slight (R^2<50%) (Mazet and Nepveu, 1991). Behaviour of the various physical-mechanical properties must therefore be determined individually in order to identify the factors that affect each property.

Wood property variation throughout the longitudinal direction has been studied less than in the radial direction. For various species and genera, Heger (1974) determined that variation in conifer wood structure is more dependent on the location of the sample studied in terms of height from the base of the tree than on species or tree size.

Variation in density throughout the longitudinal direction depends on the species and its provenance (Zobel and Van Buijtenen, 1989). Panshin and de Zeeuw (1980) stated that density decreases uniformly with height in conifers. In the genus *Pinus*, the behaviour established by these authors is followed in most species. In fact, it is common to find a decrease in density at increased height (Jayne, 1958; Brown, 1972; Pronin, 1971), although this variation can be very slight (Jeffers, 1959; Pronin, 1971; Taylor *et al.,* 1982). Species such as *Chamaecyparis obtusa* Siebold & Zucc. (Hirai, 1958) and *Tsuga heterophylla* Sarg. (Krahmer, 1966) have very heavy wood at the base, but towards the middle

of the stem the wood becomes lighter and at the top of the stem density increases again.

Variation in wood shrinkage in the longitudinal direction has been studied in *Pinus taeda* L. (Yao, 1969) and *Pinus echinata* Mill. (Choong and Fogg, 1989). In both cases, radial, tangential and volumetric shrinkage decreased with height in the tree.

Earlier studies indicated that variation in MOR and MOE does not follow a fixed pattern along the longitudinal direction for different species, which means that results must be extrapolated with caution. Hui and Smith (1991) maintained that the wood of *Picea glauca* Voss decreases in strength from the base to the high part of the stem, which is contrary to the finding of Pearson and Gilmore (1971) for *P. taeda*. Tsehaye *et al*. (1995) concluded that non-significant variation in MOE exists in *Pinus radiata* D. Don. Johansson and Kliger (2002) maintained that *Picea abies* (L.) H. Karst. shows greater MOR and MOE at the base of the stem. Castéra *et al*. (1999) and Machado and Cruz (2005) observed a decrease in MOR from the base to mid-stem, followed by an increase from this point to the crown in *Pinus pinaster* Aiton. According to Machado and Cruz (2005), compressive strength parallel to the grain decreases throughout the longitudinal direction. This behaviour is more pronounced in test pieces further from the pith.

Wood property variation throughout the radial direction similarly does not follow a single pattern. Panshin and de Zeeuw (1980) considered that variation in conifer wood density along the radial direction increases from the pith to the bark. This behaviour has been found in most species of the genus *Pinus* and in *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco (Domec and Gardner, 2002). In contrast, Hirai (1958) observed that Cupressaceae normally have high density near the centre of the stem, which decreases in the first growth rings and then increases again towards the bark. Jeffers (1959) and Krahmer (1966) studied the behaviour of the genera *Abies*, *Picea* and *Tsuga* and concluded that a very slight difference occurred in the radial direction in most cases. *Larix* and *Pseudotsuga* normally show low density in the centre, a rapid increase in the first rings and greater stability towards the bark (McKimmy, 1959; Wellwood and Smith, 1962; Isebrands and Hunt, 1975).

In terms of mechanical properties, Machado and Cruz (2005) found a clear increase in MOR and MOE throughout the radial direction, from the pith to the bark. This increase is closely associated with the transition from juvenile to mature wood (Pearson and Gilmore, 1971; Bendtsen, 1978; Bendtsen and Senft, 1986; Barrett and Kellogg, 1991; Kretschmann and Bendtsen, 1992; Kennedy, 1995; Bao *et al*, 2001; Beaulieu, 2006)). Pearson and Gilmore (1980) studied the variation in mechanical properties throughout the radial direction in *P. taeda* and found that the mean increase was more than 40% for trees aged 41 years and that the increase was greater the younger the tree was. In *P. abies* Kliger *et al.* (1998) observed an increase of more than 30% in MOE and MOR between wood near the pith and mature wood.

Pearson (1988) analysed the compressive strength parallel to the grain in inner and outer test pieces of *P. taeda*, observing an increase in this property of nearly 30% towards the bark. Machado and Cruz (2005) conducted a study to determine the variation in compressive strength in *P. pinaster*. They showed that juvenile wood has an influence of more than 40% and concluded that the increase in this property along the radial direction is greater in the first half of the stem.

OBJECTIVES

In the absence of a common behaviour pattern for the physical-mechanical properties of conifer wood in the radial and longitudinal directions of the tree, the present study analyses variation in the properties of volumetric shrinkage, density, hardness, MOR, MOE, MCS and impact strength, in both directions, of the wood of *Abies alba* from the Spanish Pyrenees, and establishes models of the behaviour of each property. *Abies alba* wood was traditionally used in the Spanish Pyrenees where small relict forest masses subsist nowadays under protection.

METHODOLOGY

The research team selected five trees, representative of the forest in Mount Montinier, province of Huesca (Spain) (region of provenance the Midi- Pyrenees (Martín *et al*, 1998) (Fig. 1), in coordination with the Regional Authorities. The sample was large enough for the physical-mechanical study to be representative of the species in this site as referred in the literature (Anon, 1961; Brown *et al.*, 1952). Aged 70-100 years, the trees had normal diameters larger than 30 cm and straight stems with no bifurcations and were in good phyto-sanitary condition. They were growing on a slope of less than 15% and were not subjected to edge effect.

The stems were cut into 2-m logs, from which 40-mm thick radial planks were obtained at a sawmill. The planks were air dried to 18% moisture content and then machine cut into strips 35 mm x 35 mm, which were conditioned to constant weight in a chamber at 20 ºC ± 2 ºC and 65 % ± 5 % relative humidity. The final small clear specimens, with a cross section of 20 mm x 20 mm, were prepared by identifying them according to location in the tree, both in height (m) and in relation to the pith (number of growth rings). The test pieces were divided over the various tests conducted to ensure appropriate dispersion of the data (Fig. 2). Table 1 shows the tests conducted and the corresponding standard,



Figure 1. Fir region of provenance in the Iberian Peninsula. Source: Martín *et al.*, 1998.

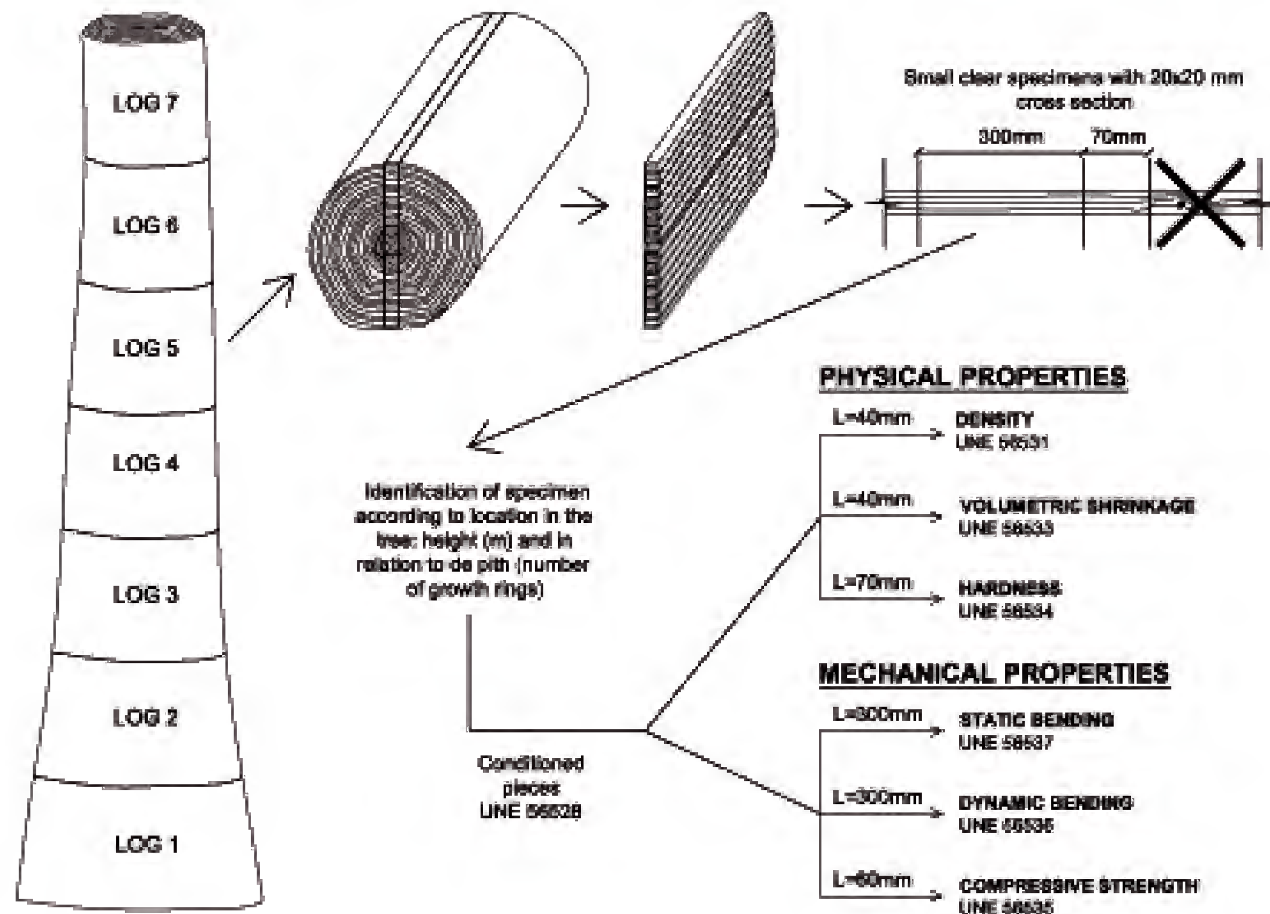


Figure 2. Diagram of the protocol followed for the physical and mechanical tests.

number of test pieces and test piece size for each test. The moisture content of the wood was calculated after each test, following the standard UNE-EN 13183-1 (AENOR, 2002), to confirm conditioning.

A Microtest universal testing machine with two load cells of 5000 N and 75000 N, class 1, was used for the mechanical tests and to determine hardness, except for the impact test, where an Amsler universal testing machine was used. The physical tests were conducted using a Sartorius A120S Analytical balance with a range of 0 g -120 g and 0,0001g scale division, a Heraeus UT 6760 air circulation oven with a range of 0 ºC - 300 ºC and 1 ºC scale division capable of maintaining a temperature of 103 ºC ± 2 ºC, and a Mitutoyo Digimatic digital caliper with a range of 0 mm - 300 mm and 0,01mm scale division. All the equipment was calibrated and the uncertainties met the general technical competence requirements for testing laboratories outlined in the standard UNE-EN ISO/IEC 17025 (AENOR, 2005) and the testing standards applied (for example AENOR, 1978).

The statistical analysis was conducted firstly using all individual (test pieces) data, and secondly grouping all data on a matrix. When working with grouped data, analyses were conducted on the mean. Two groupings were defined: 1-m intervals from the base of the stem and 10-ring intervals from the pith (Fig. 3). For the groupings, the statistical analyses were conducted when there were a minimum of six grouping data for each sector studied.

Multiple regression analysis were applied to study variation in stem properties, and polynomial regression analysis were used to determine variation throughout the longitudinal and radial directions, both with all the data and with the means

Table 1. Tests conducted, standard applied and size and number of test pieces.

Test / Ensayo	*Symbol/ Simbología*	*Standard/ Normativa*	*Test piece size/ Dimensiones probetas (mm)*	*No. test pieces/ Número de probetas*
Density / Densidad	r	UNE 56531:77[1]	20x20x40	230
Volumetric shrinkage/ Contracción volumétrica	VS	UNE 56533:77[1]	20x20x40	230
Hardness/ Dureza	H	UNE 56534:77[1]	20x20x300	365
Static bending and modulus of elasticity longitudinal/ Módulo de ruptura a flexión y módulo de elasticidad	MOR / MOE	UNE 56537:79[1]	20x20x300	355
Impact/ Impacto	K	UNE 56536:77[1]	20x20x300	334
Máximun Compressive strength parallel to the grain / Máxima Compresión paralela a la fibra	MCS	UNE 56535:77[1]	20x20x60	304

[1]See references (AENOR, 1977a-e, 1979). /Ver referencias (AENOR, 1977a-e, 1979).

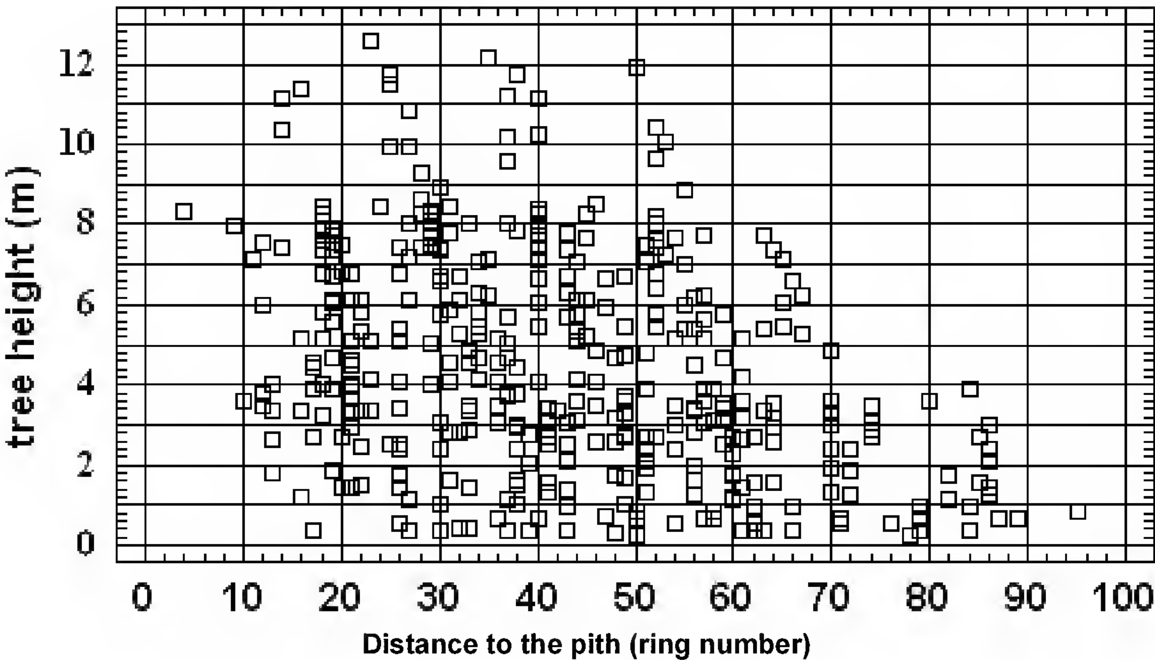


Figure 3. Graphical representation of the data grouped to analyze longitudinal and radial variation of different properties in different tree location from the average value of each group. These data belong to the hardness testing.

of the groups created. In both cases, models with a confidence level higher than 90% ($p < 0,1$) were taken into account. The statistical study was conducted with Statgraphics Centurion XVI-I.

RESULTS

Table 2 shows the results of the multiple regression analysis, in which the dependent variable is the property analysed and

Table 2. Models, coefficient of determination (R^2) and significance level (p) of physical-mechanical properties throughout the longitudinal direction (y, height from the base) and radial direction (x, distance to the pith in no. of rings)

Property	*Model*	*p*	*R^2*
ρ	ρ=0,454+0,003x-0,04y-0,00034x^2+0,000034xy+0,000158y^2	0,0000	0,2028
VS	VS= 0,0930,002x+0,005y-0,000025 x^2-0,000047xy-0,000304y^2	0,0000	0,2469
H	H=1,004+0,041x+0,034y-0,00038x^2 -0,002xy-0,001y^2	0,0000	0,1525
MOR	MOR=60,695+0,886x+0,889y-0,009x^2-0,023xy-0,029y^2	0,0000	0,0791
MOE	MOE= 6710,946+85,183x+199,582y-0,869x^2-2,825xy-11,848y^2	0,0000	0,1002
K	K= 32,3317+0,4922x+1,6632y-0,0061x^2-0,0156xy-0,1291y^2	0,0022	0,0388
MCS	$f_{c,0}$=34,733+0,415x+1,569y-0,004x^2 -0,019xy-0,092y^2	0,0001	0,0826

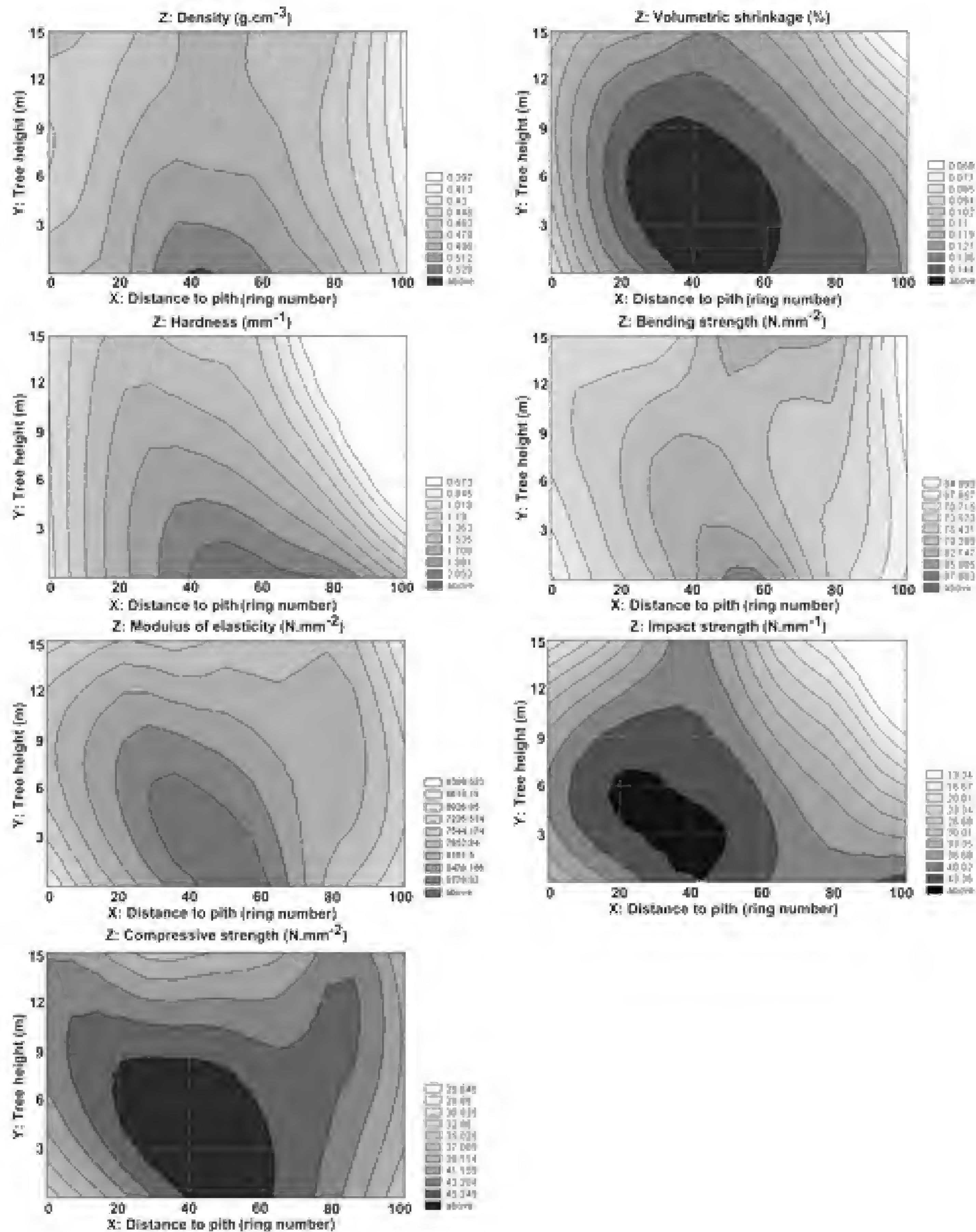


Figure 4. Graphical representation of the multiple regression analyses between physical-mechanical properties and test piece location in relation to longitudinal and radial directions.

the independent variables are the locations in the longitudinal and radial directions of the test pieces. It was seen that the location of the test pieces inside the stem explains less than 25% of the variability in the data obtained for the properties studied. The maximum values were obtained in the first metres of the stem and the central growth rings (Fig. 4).

The results obtained from the simple regression between the properties studied and the location of the test piece throughout the longitudinal and radial directions are shown in tables 3 and 4, respectively. Variability in the physical-mechanical properties throughout the two directions showed high dispersion which produced a similar trend curve for all the properties (figs. 5 and 6), (although the model accounted for less than 25% of the variability in the data in the best fit obtained), and a high mean absolute error (tables 3 and 4). In the longitudinal direction, the wood properties of *A. alba* decreased as height increased, although the relation was not significant in all cases and the model explained less than 7% of the variability in the data (Table 3). In the radial direction, variation of the properties was fitted to a second-degree polynomial curve with a maximum in the central area. For all the properties studied, a significant relation was found between property and location in the radial direction, although the model explained less than 25% of the variability in the data (Table 4).

Tables 5 and 6 show the information from the simple regression obtained to assess variation of the properties for the data grouped in 10-ring intervals from the pith (Table 5) and in 1 m intervals from the base of the stem (Table 6). A drawing of the trend curve is also shown, although only in cases in which a significant relation ($p < 0,1$) existed between the property and the longitudinal or radial direction.

Table 3. Models, coefficient of determination (R^2), significance level (p) and mean absolute error (E) of physical-mechanical properties throughout the longitudinal direction of the tree stem (y).

Property/ Propiedad	Model/ Modelo	p	R^2	E
ρ	ρ= 0,5003-0,00300y	0,000	0,047	0,031
VS	VS= 0,1433-0,0008y	0,083	0,013	0,014
H	H = 1,8641-0,0317y	0,000	0,060	0,314
MOR	MOR = 79,5429-0,1842y,	0,376	0,002	8,429
MOE	MOE = 8301,34+113,675y-11,098y^2	0,0959	0,013	681,789
K	K = 42,3613-0,18842y	0,3707	0,002	8,662
MCS	MCS = 45,9647 – 0,1972y	0,067	0,011	4,034

Table 4, Models, coefficient of determination (R^2), significance level (p) and mean absolute error (E) of physical-mechanical properties throughout the radial direction of the tree stem (x).

Property/ Propiedad	*Model/ Modelo*	*p*	R^2	*E*
ρ	ρ = 0,4395 + 0,0026x-0,0000279x^2	0,000	0,145	0,030
VS	VS = 0,1126 + 0,0016x - 0,000018x^2	0,000	0,220	0,013
H	H = 1,3035 + 0,01967x - 0,0001944x^2	0,000	0,047	0,314
MOR	MOR = 65,3692 +0,6866x -0,00740x^2	0,000	0,070	8,184
MOE	MOE = 7541,180 + 53,773 -0,6169x^2	0,000	0,078	653,09
K	K = 38,6013 +0,2224x -0,00305x^2	0,014	0,025	8,541
MCS	MCS = 41,0933 +0,2393x -0,0027948x^2	0,000	0,057	3,918

DISCUSSION

The statistical models obtained to determine variability in the physical-mechanical properties of the wood of *A. alba* from Mount Montinier in the two directions of the tree stem had low explained variance (tables 2, 3 and 4), with a lower coefficient of determination in the longitudinal direction. Studies of trees from forests in France by Mazet and Nepveu (1991), who compared wood property variation in *A. Alba* with that of *P. abies* and *Pinus sylvestris* L., showed similar results, with the fir wood models showing the lowest coefficient of determination.

However, Sinković (1995), in his study of variation in basic density and volumetric shrinkage throughout the radial direction in trees from a fir forest in Croatia, obtained a third-degree polynomial trend curve with a coefficient of determination of R^2 = 0,62 and 0,70, respectively.

Wood property variation throughout the longitudinal direction

The properties of density, volumetric shrinkage, hardness and maximum compressive strength parallel to the grain showed significant variation in the longitudinal direction, with a downward trend from the base to the crown (Fig. 5), but with explained variance of less than 7% (Table 3), indicating no differences in quality over the entire longitudinal direction.

Variation in density followed the trend described by Panshin and de Zeeuw (1980) for conifers and Wilcox and Pong (1971) for *Picea mariana* Britton, Sterns & Poggenb., *Abies balsamea* Mill., *Abies concolor* Lindl. & Gord. and *Tsuga canadensis* Carrière. The downward trend in volumetric shrinkage throughout the stem was analogous to that obtained by Yao (1969) for *Pinus taeda* (Table 3). This pattern may be attributable to maximum tracheid length occurring at the base of the

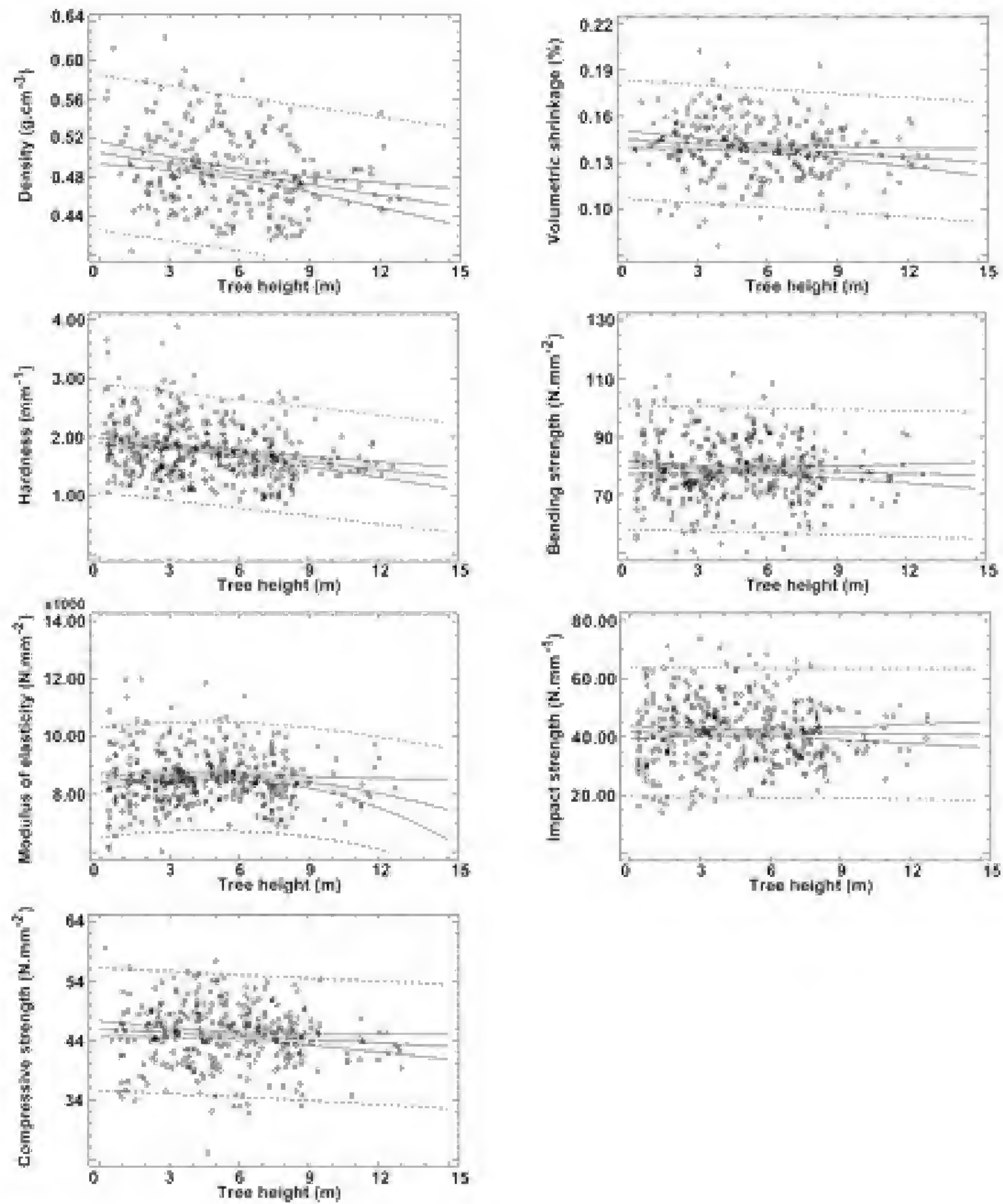


Figure 5. Graphical representation of the simple regression analyses between physical-mechanical properties and test piece location in relation to longitudinal direction of the tree stem.

Table 5. Trend curve*, coefficient of determination (R^2) and significance level (p) of the regression models for physical-mechanical properties throughout the longitudinal direction for the data grouped in intervals of 10 growth rings from the pith to the bark

		Growth rings / Anillos de crecimiento						
		0-10	10-20	20-30	30-40	40-50	50-60	60-70
ρ	Trend curve/Curva de tendencia		◡		╱		╱	
	No. data groups/nº de grupos de datos	10	12	12	12	10	10	9
	p	0,126	0,047	0,765	0,052	0,391	0,012	0,316
	R^2	0,446	0,494	0,058	0,327	0,093	0,566	0,143
VS	Trend curve/Curva de tendencia		╱					
	No. data groups/nº de grupos de datos	10	12	12	12	10	10	9
	p	0,203	0,010	0,171	0,345	0,820	0,407	0,299
	R^2	0,173	0,498	0,324	0,211	0,055	0,087	0,332
H	Trend curve/Curva de tendencia				╲	╲	╲	╲
	No. data groups/nº de grupos de datos		12	12	12	11	12	10
	p		0,204	0,632	0,001	0,000	0,013	0,026
	R^2		0,156	0,029	0,684	0,842	0,479	0,529
MOR	Trend curve/Curva de tendencia						╲	
	No. data groups/nº de grupos de datos		12	12	12	11	12	10
	p		0,627	0,425	0,733	0,110	0,023	0,245
	R^2		0,025	0,065	0,012	0,288	0,456	0,187
MOE	Trend curve/Curva de tendencia					╲		
	No. data groups/nº de grupos de datos		12	12	12	11	12	10
	p		0,884	0,259	0,195	0,002	0,299	0,629
	R^2		0,002	0,125	0,160	0,710	0,119	0,035
K	Trend curve/Curva de tendencia		⌒					
	No. data groups/nº de grupos de datos	7	12	11	12	11	12	9
	p	0,419	0,002	0,713	0,665	0,282	0,821	0,166
	R^2	0,353	0,739	0,081	0,087	0,127	0,006	0,255
MCS	Trend curve/Curva de tendencia		╱	⌒	╲	╲		
	No. data groups/nº de grupos de datos	10	11	12	11	12	12	8
	p	0,895	0,067	0,024	0,028	0,013	0,761	0,106
	R^2	0,002	0,326	0,566	0,433	0,475	0,010	0,376

╲	Downward sloping linear trend curve /Curva de tendencia lineal decreciente
╱	Upward sloping linear trend curve / Curva de tendencia lineal creciente
⌒	Upward sloping second-degree polynomial trend curve / Curva de tendencia polinomial de segundo grado creciente
◡	Downward sloping second-degree polynomial trend curve / Curva de tendencia polinomial de segundo grado decreciente

trunk (Sanio, 1872; Nicholls and Dadswell, 1962; Panshin and De Zeeuw, 1980; Zobel and Van Buijtenen, 1989) and tracheid size being directly proportional to decrease in microfibril angle (Megraw, 1985, Bendtsen and Senft, 1986). A decreasing relation exists between microfibril angle and tangential shrinkage (Harris and Meylan, 1965) and between microfibril angle and radial shrinkage (Ivkovic *et al.*, 2009; Yamashita *et al.*, 2009).

Variation in maximum compressive strength parallel to the grain throughout the longitudinal direction was fitted to a line with a very gentle slope (Fig. 5). This finding may be attributable to variation of this property throughout the stem being greatly influenced by the presence of juvenile wood, as observed by Machado and Cruz (2005) in a study of *P. pinaster*. In fact, an upward trend was obtained in the first growth rings (Table 5).

Variation in MOR, impact strength and MOE throughout the longitudinal direction did not fit any of the models due to high dispersion of the data (Fig. 5) (Table 3). It can therefore be concluded that no definite pattern exists of these three properties along the entire tree stem. Tsehaye *et al.* (1995) obtained the same result for MOE in *P. radiata*.

Wood property variation throughout the longitudinal direction differed depending on whether the test pieces were from the area of juvenile or mature wood (Table 5). Wood properties at a distance of 0-10 rings from the pith did not show a significant relation to the height variable (Table 5). This result supports the idea that juvenile wood is homogeneous in its behaviour irrespective of height (Larson *et al.*, 2001), which was also noted by Machado and Cruz (2005) in *P. pinaster*. Therefore, in order to understand the changes in wood properties throughout the longitudinal direction, juvenile and mature wood need to be studied individually (Zobel and van Buijtenen, 1989).

Wood property variation throughout the radial direction

Variation in physical and mechanical properties throughout the radial direction can be fitted to a second-degree polynomial trend curve (Fig. 6) with an upward phase from the pith to rings 40-50, followed by a downward phase with a gentler slope to rings 70-75 and a more rapid drop after this point. The trend observed was similar for all heights in the tree (Fig. 4). A noteworthy feature is that the wood closest to the bark had thicker rings and was of lower quality, which is characteristic of over-mature wood. This pattern in variation throughout the radial direction was described by Jayne (1958) for density in *Pinus resinosa* Aiton. It can be explained by relating the variation of the property studied to the juvenile wood percentage stabilisation of the microfibril angle in the region of rings 30-35 (Gorisek and Torrelli, 1999) and the presence of sapwood or heartwood. Deresse *et al.* (2003) observed a significant relation between microfibril angle and MOE and between microfibril angle and MOR in *P. resinosa*, and in the genus *Abies*, Passialis and Kiriazakos (2004) found an increase of 35% in the mean MOE between juvenile and mature wood and a 5% increase in this property between mature sapwood and heartwood.

Variation in wood density in the radial direction did not correspond to the upward trend described for conifers by Panshin and de Zeeuw (1980) or the third level polynomial curve to which *A. alba* from trees growing in Croatia (Sinkovic, 1995) was fitted. Variation in impact strength throughout the radial direction (Fig. 6) is similar to the type of polynomial trend curve described for the other properties, but with no minimum in the vicinity of the pith.

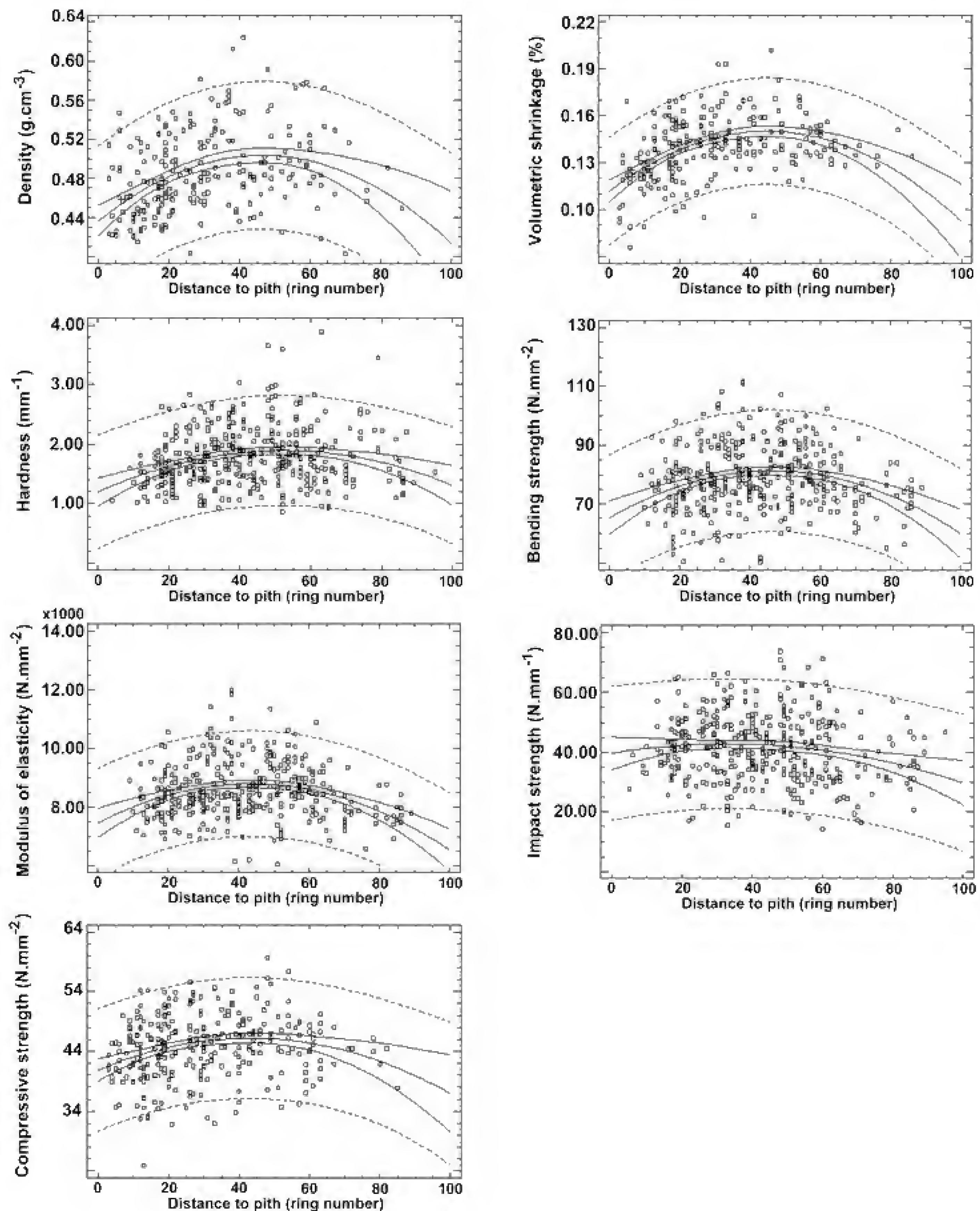


Figure 6. Graphical representation of the simple regression analyses between physical-mechanical properties and test piece location in relation to radial direction of the tree stem.

Table 6. Trend curve*, coefficient of determination (R^2) and significance level (p) of the regression models of physical-mechanical properties throughout the radial direction for the data grouped in 1 m intervals from the base of the tree stem

		Height (m) from the base of the stem /Altura (m) desde la base del fuste								
		0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9
ρ	Trend curve/Curva de tendencia			⌒					⌒	
	No. data groups/nº de grupos de datos		8	7	8	7	7	8	8	9
	p		0,558	0,016	0,157	0,142	0,128	0,372	0,050	0,651
	R^2		0,208	0,813	0,523	0,542	0,642	0,327	0,699	0,193
VS	Trend curve/Curva de tendencia			⌒	⌒	⌒				⌒
	No. data groups/nº de grupos de datos		8	7	8	7	7	8	8	9
	p		0,058	0,025	0,054	0,001	0,152	0,388	0,372	0,059
	R^2		0,680	0,841	0,523	0,949	0,611	0,316	0,327	0,193
H	Trend curve/Curva de tendencia		⌒	⌒	⌒	⌒				
	No. data groups/nº de grupos de datos		8	8	8	7	6	6	6	7
	p	0,126	0,013	0,029	0,019	0,015	0,285	0,228	0,378	0,151
	R^2	0,563	0,822	0,758	0,795	0,878	0,567	0,626	0,386	0,612
MOR	Trend curve/Curva de tendencia				⌒	⌒	⌒			
	No. data groups/nº de grupos de datos	8	8	8	8	7	6	6	7	7
	p	0,133	0,343	0,369	0,054	0,053	0,033	0,904	0,893	0,308
	R^2	0,554	0,348	0,329	0,690	0,770	0,896	0,065	0,052	0,445
MOE	Trend curve/Curva de tendencia	⌒		⌒		⌒				
	No. data groups/nº de grupos de datos	8	8	8	8	7	6	6	7	7
	p	0,039	0,132	0,023	0,127	0,064	0,145	0,618	0,375	0,718
	R^2	0,727	0,555	0,778	0,563	0,748	0,724	0,068	0,159	0,028
K	Trend curve/Curva de tendencia	⌒		⌒			⌒			
	No. data groups/nº de grupos de datos	9	9	8	9	8	8	6	7	7
	p	0,026	0,284	0,043	0,114	0,539	0,038	0,262	0,579	0,255
	R^2	0,705	0,343	0,715	0,516	0,219	0,893	0,591	0,239	0,249
MCS	Trend curve/Curva de tendencia		⌒	⌒	⌒	⌒				
	No. data groups/nº de grupos de datos	7	7	9	9	7	8	6	8	7
	p	0,963	0,073	0,008	0,010	0,059	0,581	0,115	0,699	0,245
	R^2	0,019	0,731	0,803	0,782	0,756	0,238	0,662	0,134	0.506

⌒	Upward sloping second-degree polynomial trend curve / Curva de tendencia polinomial de segundo grado creciente

This circumstance supports the observation made by Barnett and Bonham (2004) that juvenile wood has good resistance to impact because of the relation between microfibril angle and wood flexibility.

As expected because of the very slight variations shown in the physical-mechanical properties in the longitudinal direction of the stem (mean and standard deviation similar throughout the longitudinal direction), no differences were observed in wood property variation from the pith to the bark on analysing different heights in the tree (Table 6). A difference was seen only in the growth ring number (in the radial direction), which showed the maximum value in the trend curve. The maximum value was closer to the pith the higher the analysis was made in the tree, which supports the theory that the maximum value in the trend curve is affected by the transition from juvenile to mature wood (Fig. 4).

Further studies on other populations of *A. alba* in the Spanish Pyrenees will show whether it is possible to extrapolate the trends found in this study to other provenances.

CONCLUSIONS

The low explained variance in the physical-mechanical properties leads to the conclusion that no model exists for the wood of *A. alba* from the Spanish Pyrenees capable of providing a statistical explanation for variation in the behaviour of the wood throughout the tree stem, which means that it is only possible to refer to trends.

Properties that show significant variation throughout the longitudinal direction (density, volumetric shrinkage, hardness and maximum compressive strength) follow a downward trend from the base to the crown, with a gentle slope. The decrease in tracheid length throughout the longitudinal direction may influence this behaviour, although it cannot be stated that a difference in wood quality occurs throughout this direction.

A different pattern was observed throughout the longitudinal direction between test pieces of juvenile and mature wood.

Variation in the physical and mechanical properties throughout the radial direction can be fitted to a second-degree polynomial trend curve with an upward phase from the pith to rings 40-50, followed by a downward phase with a gentler slope to rings 70-75 and a more rapid drop after this point. This behaviour can be explained by relating the variation in density to juvenile wood percentage, microfibril angle and presence of sapwood or heartwood. It was also observed that wood closest to the bark had thicker rings and was of lower quality, which is characteristic of over-mature wood.

Authors encourage carrying further studies on other populations of *A. alba*, as it will allow confirming these trends in other locations, increasing the knowledge about this wood and its technological properties.

ACKNOWLEDGMENTS

The authors are grateful to the Aragon Regional Government Forest Administration and to the Empresa de Transformación Agraria, S.A. (TRAGSA) for assistance in collecting the study samples. We acknowledge Dr. Joaquín Solana, from the Technical University of Madrid, for reviewing the statistical study.

This study is part of the AGL2007-65960 project of the Spanish National Plan for Scientific Research, Development

and Technological Innovation, funded by the Spanish Ministry of Education and Science and the European Regional Development Fund (ERDF).

REFERENCES

Anon, J. 1961. Forest Products Laboratory's toughness testing machine. Forest Products Laboratory Report No. 1308. Forest Products Laboratory, Madison (WI), USA. 29 pp.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 1977a. UNE 56531. Características

físico-mecánicas de la madera. Determinación del peso específico. Madrid.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 1977b. UNE 56533. Características físico-mecánicas de la madera. Determinación de las contracciones lineal y volumétrica. Madrid.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 1977c. UNE 56534. Características físico-mecánicas de la madera. Determinación de la dureza. Madrid.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 1977d. UNE 56536. Características físico-mecánicas de la madera. Determinación de la resistencia a la flexión dinámica. Madrid.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 1977e. UNE 56535. Características físico-mecánicas de la madera. Determinación de la resistencia a la compresión axial. Madrid.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 1978. UNE 56528. Características físico-mecánicas de la madera. Preparación de probetas para ensayos. Madrid.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 1979. UNE 56537. Características físico-mecánicas de la madera. Determinación de la resistencia a la flexión estática. Madrid.

AENOR (Asociación Española de Normalización). 2002. UNE-EN 13183-1. Contenido de humedad de una pieza de madera aserrada. Parte 1: Determinación por el método de secado en estufa. Madrid. (+ERRATUM: 2003, +AC: 2004).

AENOR (Asociación Española de Normalización). 2005. UNE EN ISO/IEC 17025. Evaluación de la conformidad. Requisitos generales para la competencia de los laboratorios de ensayo y de calibración. Madrid. (+ ERRATUM: 2006).

Bamber, R.K. and J. Burley. 1983. The wood properties of radiata pine. Commonwealth Agricultural Bureaux, Slough, USA. 84 p.

Bao, F.C., Z.H. Jiang, X.M. Jiang, X.X. Lu, X.Q. Luo and S.Y. Zhang, 2001. Differences in wood properties between juvenile wood and mature wood in 10 species grown in China. Wood Science and Technology 35:363-375.

Barnett, J.R. and V.A. Bonham. 2004. Cellulose microfibril angle in the cell wall of wood fibres. Biological Reviews 79:461-472.

Barrett, J.D. and R.M. Kellogg. 1991. Bending strength and stiffness of second-growth Douglas-fir dimension lumber. Forest Products Journal 41:35-43.

Beaulieu, J., S.Y. Zhang, Q.B. Yu and A. Rainville. 2006. Comparison between

genetic and environmental influences on lumber bending properties in young white spruce. Wood and Fiber Science 38:553-564.

Bendtsen, B.A. 1978. Properties of wood from improved and intensively managed trees. Forest Products Journal 28:61-72.

Bendtsen, B.A. and J. Senft, 1986. Mechanical and anatomical properties in individual growth rings of plantation-grown eastern cottonwood and loblolly-pine. Wood and Fiber Science 18:23-38.

Brown, G.A., 1972. A statistical analysis of density variation in *Pinus caribaea* Morelet grown in Jamaica. Proc. Selection breeding to improve some tropical conifers. Commonwealth Forestry Institute. Gainesville (FL). p:70-85.

Brown, H.P., A.J. Panshin and C.C. Forsaith. 1952. Textbook of wood technology: the physical, mechanical and chemical properties of the commercial woods of the United States. Vol.2. McGraw-Hill, New York. 783 p.

Castéra, P., G. Nepveu and G. Chantre, 1999. Principaux facteurs de contrôle de la variabilité du bois chez le pin maritime (*Pinus pinaster* Ait.). Proc. V Colloque ARBORA. Association pour la Recherche sur la Production Forestière et le Bois en Région Aquitaine. Bordeaux, France, Dec 2-3. p:91-101.

Choong, E.T. and P.J. Fogg. 1989. Differences in moisture content and shrinkage between innerwood and outerwood of 2 shortleaf pine trees. Forest Products Journal 39:13-18.

De Palacios, P., L.G. Esteban, F. García Fernández and A. Guindeo, 2006. Determination of the bending and compression strength of Spanish fir wood. Proc. The 5th International Symposium Wood Structure and Properties '06. Arbora Publishers. Sliač - Sielnica, Slovakia, Sept 3-6. p:203-206.

De Palacios, P., L.G. Esteban, A. Guindeo, F. García Fernández, A. Fernández Canteli and N. Navarro. 2008. Variation of impact bending in the wood of *Pinus sylvestris* L. in relation to its position in the tree. Forest Products Journal 58:55-60.

Deresse, T., R.K. Shepard and S.M. Shaler. 2003. Microfibril angle variation in red pine (*Pinus resinosa* Ait.) and its relation to the strength and stiffness of early juvenile wood. Forest Products Journal 53:34-40.

Dinwoodie, J.M., 1981. Timber: its nature and behaviour. Van Nostrand Reinhold Company Ltd., New York. 190 p.

Domec, J.C. and B.L. Gardner. 2002. Age- and position-related changes in hydraulic versus mechanical dysfunction of xylem: inferring the design criteria for Douglas-fir wood structure. Tree Physiology 22:91-104.

Esteban, L.G., P. De Palacios, F. García Fernández and J. Ovies. 2009. Mechanical Properties of Wood from the Relict *Abies pinsapo* Forests. Forest Products Journal 59:72-78.

Fukazawa, K., 1984. Juvenile wood of hardwoods judged by density variation. IAWA Bulletin 5:65-73.

Giménez, A.M. and C.R. López. 2002. Variación longitudinal de los elementos del leño en *Schinopsis quebracho colorado* (Schelcht.) Baril *et* Meyer. Madera y Bosques 8(2):27-38.

Gorisek, Z. and N. Torelli. 1999. Microfibril angle in juvenile, adult and compression wood of spruce and silver fir. Phyton-Ann REI Bot 39:129-132.

Harris, J.M. and B.A. Meylan. 1965. Influence of microfibril angle on longitudinal and tangential shrinkage in *Pinus radiata*. Holzforschung 19:144-153.

Heger, L., 1974. Longitudinal variation of specific gravity in stems of black spruce, balsam fir, and lodgepole pine. Canadian Journal of Forest Research 4:321-326.

Hirai, S., 1958. Studies on the weight-growth of forest trees (VI): *Chamaecyparis obtusa*. Bulletin of the Tokyo University Forest 54:199-217.

Hui, Z. and Smith I., 1991. Factors influencing bending properties of white spruce lumber. Wood and Fiber Science 23:483-500.

Isebrands, J.G. and C.M. Hunt. 1975. Growth and wood properties of rapid-grown Japanese larch. Wood and Fiber Science 7:119-128.

Ivkovic, M., W.J. Gapare, A. Abarquez, J. Ilic, M.B. Powell and H.X. Wu, 2009. Prediction of wood stiffness, strength, and shrinkage in juvenile wood of radiata pine. Wood Science and Technology 43:237-257.

Jayne, B.A., 1958. Effect of site and spacing on the specific gravity of wood of plantation-grown red pine. Tappi 41:162-166.

Jeffers, J.W., 1959. Regression models of variation in specific gravity in four provenances of Sitka spruce. Journal of the Institute of Wood Science 4:44-59.

Johansson, M. and R. Kliger. 2002. Influence of material characteristics on warp in Norway spruce studs. Wood and Fiber Science 34:325-336.

Kennedy, R.W. 1995. Coniferous wood quality in the future: concern and strategies. Wood Science and Technology 29:321-338.

Kliger, I.R., M. Perstorper and G. Johansson. 1998. Bending properties of Norway spruce timber. Comparison between fast- and slow-grown stands and influence of radial position of sawn timber. Annals of Science Forest 55:349-358.

Krahmer, R.L., 1966. Variation of specific gravity in Western hemlock trees. TAPPI 49:227-229.

Kretschmann, D.E. and B.A. Bendtsen, 1992. Ultimate tensile -stress and modulus of elasticity of fast-grown plantation loblolly pine lumber. Wood and Fiber Science 24:189-203.

Larson, P.R., D.E. Kretschmann, A. Clark III and J.G. Isebrands, 2001. Formation and properties of juvenile wood in southern pines: a synopsis. General Technical Report FPL-GTR-129. Forest Products Laboratory, Madison (WI). 42 pp.

Lewark, S. 1979. Wood characteristics in Norway spruce breeding programs. Proc. IUFRO Joint Meeting of Working Parties on Norway spruce Provenance and Norway Spruce Breeding. Bucharest, Romania. p:316-339.

Machado, J.S. and H.P. Cruz. 2005. Within stem variation of maritime pine timber mechanical properties. Holz Als Roh-und Werkstoff 63:154-159.

Martín, S., P. Díaz-Fernández and J. de Miguel. 1998. Regiones de procedencia de las especies forestales españolas. Géneros *Abies*, *Fagus*, *Pinus* y *Quercus*. Dirección General de Conservación de la Naturaleza. Madrid. 22p.

Mazet, J.F. and G. Nepveu, 1991. Relationships between wood shrinkage properties and wood density for Scots pine, silver fir and Norway spruce. Annales des Sciences Forestieres 48:87-100.

McDonald, S.S., G.B. Williamson, M.C. Wiemann, 1995. Wood specific-gravity and anatomy in *Heliocarpus appendiculatus* (Tiliaceae). American Journal of Botany 82:855-861.

McKimmy. M.D. 1959. Factors related to variation of specific gravity in young-growth Douglas-fir. Oregon Forest Products Research Center Bulletin. Oregon State University, Corvallis (OR). 52 p.

Medina, A.A., N.M. Dionisio, L.N. Laffitte, I.R. Andía y S.M. Rivera. 2013. Variación radial y axial de longitud de fibras y elementos de vaso en *Nothofagus nervosa* (Nothofagaceae) de la Patagonia Argentina. Madera y Bosques 19(2):7-19.

Megraw, R.A. 1985. Wood quality factors in loblolly pine. Tappi Press, Atlanta (GA). 88 p.

Mitchell, H.L. 1963. Specific gravity variation in North American conifers. Forest Products Laboratory, Forest Service, U.S. Department of Agriculture. Madison (WI) 30 p.

Nicholls, J.W.P., H.E. Dadswell, 1962. Tracheid length in *Pinus radiata* D. Don. Division of Forest Products Technological Paper No 24. Commonwealth Scientific and Industrial Research Organisation, Melbourne, Australia. 19 p.

Niklas, K.J. 1992. Plant biomechanics: an engineering approach to plant form and function. University of Chicago Press, Chicago (IL). 622 p.

Olesen, P.O. 1978. On cyclophysis and topophysis. Silvae Genetica 27:173-178.

Palka, L.C. 1973. Predicting the effect of specific gravity, moisture content, temperature and strain rate on elastic properties of softwoods. Wood Science and Technology 7: 127-141.

Panshin, A.J. and C. De Zeeuw. 1980. Textbook of wood technology: structure, identification, properties, and uses of the commercial woods of the United States and Canada. Vol. 1. 4th ed. McGraw-Hill Book Co., New York. 722p.

Passialis, C. and A. Kiriazakos. 2004. Juvenile and mature wood properties of naturally-grown fir trees. Holz Als Roh-und Werkst 62: 476-478.

Pearson, R.G., 1988. Compressive properties of clear and knotty loblolly pine juvenile wood. Forest Products Journal 38:15-22.

Pearson, R.G. and R.C. Gilmore. 1971. Characterization of the strength of juvenile wood of loblolly pine (*Pinus taeda* L.). Forest Products Journal 21:23-30.

Pearson, R.G. and R.C.Gilmore. 1980. Effect of fast growth-rate on the mechanical properties of loblolly pine (*Pinus taeda*). Forest Products Journal 30:47-54.

Pronin, D. 1971. Estimating tree specific gravity of major pulpwood species of Wisconsin. Forest Service Research Paper - FPL 161. Forest Products Laboratory, Madison (WI). 18 p.

Sanio, K.G. 1872. Ueber die Grösse der Holzzellen bei der gemeinen Kiefer (*Pinus silvestris*). Jahrb Wiss Bot 8, 401-420 in ECHOLS R.M., 1955. Linear relation of fibrillar angle to tracheid length, and genetic control of tracheid length in slash pine. Tropical Woods 102:11-22.

Sinković, T., 1995. Physical properties of juvenile fir-wood *(Abies alba* Mill.) from Gorski Kotar. Drvna Industrija 46:115-122.

Taylor, F.W., E.I.C. Wang, A. Yanchuk and M.M. Micko. 1982. Specific gravity and tracheid length variation of white spruce in Alberta. Can Journal of Forest Research 12:561-566.

Tsehaye, A., A.H. Buchanan and J.C.F. Walker. 1995. Stiffness and tensile strength variation within and between radiata pine trees. Journal of the Institute of Wood Science 13(5):513-518.

van Buijtenen, J.P. 1982. Fibers for the future. Tappi 65:10-12.

Wellwood, R.W. and J. G. H. Smith, 1962. Variation in some important qualities of wood from young Douglas fir and Hemlock trees. Research Paper No. 50. Faculty of Forestry, University of British Columbia, Vancouver, Canada. 15 pp.

Wilcox, W. W. and W. Y. Pong, 1971. The effects of height, radial position, and wet wood on white fir wood properties. Wood and Fiber Science 3:47-55.

Wilson, J. W. and G. Ifju. 1965. Wood characteristics VII: Intra-increment relationship of Douglas fir wood density, tensile strength and stiffness. Woodlands Research Index No. 170. Pulp and Paper Research Institute of Canada, Pointe Claire, Canada. 24 pp.

Yamashita, K., Y. Hirakawa, H. Nakatani and M. Ikeda. 2009. Tangential and radial shrinkage variation within trees in sugi *(Cryptomeria japonica)* cultivars. Journal of Wood Science 55:161-168.

Yao, J., 1969. Shrinkage properties of second-growth southern yellow pine. Wood Science and Technology 3:25-39.

Zobel, B.J. and J. P. van Buijtenen. 1989. Wood variation: its causes and control. Springer Verlag, Berlin, Germany. 363 p.

Manuscrito recibido el 23 de abril de 2012.
Aceptado el 13 de marzo de 2013.

Este documento se debe citar como:
González-Rodrigo, B., L.G. Esteban, P. de Palacios, F. García-Fernández y A. Guindeo. 2013. Variation throughout the tree stem in the physical-mechanical properties of the wood of *Abies alba* Mill. from the Spanish Pyrenees. Madera y Bosques 19(2)87-107.

MADERA Y BOSQUES Vol. 19 Núm. 2
Se terminó de imprimir en el mes de agosto de 2013
en los talleres de Tavera Hermanos, S.A. de C.V.
Av. Lázaro Cárdenas 3052. Col. Chapultepec Sur.
CP 58260, Morelia, Michoacán.

La edición consta de 300 ejemplares
más sobrantes para reposición.



Madera y Bosques 19(2), 2013

CONTENIDO